# الرياضيات

- مقاييس النزعة المركزية
- المعاينة وتوزيعات المعاينة
  - مقاييس التشتت
    - الزمر
  - التكاول غير الوحدد

مبة نصر قعدان





# بِسْ إِللَّهِ ٱلدِّهِ الرَّهِ الرَّهِ الرَّهِ الرَّهِ الرَّهِ الرَّهِ

﴿ وَقُلِ اعْمَلُواْ فَسَيَرَى اللَّهُ عَمَلَكُمْ وَرَسُولُهُۥ وَالْمُؤْمِنُونَ وَسَتُرَدُّوكَ ﴿ وَلَكُ اللَّهُ اللَّالَالَا اللَّا اللَّهُ اللَّالَاللَّا اللَّهُ اللَّهُ اللَّالَاللَّا اللّا

الخطيني

# الرياضيات

- مقاييس النزعة المركزية
- المعاينة وتوزيعات المعاينة
  - مقاییس التشتت
    - الزمر
  - التكامل غير المحدد

# هبة نصر قعدان

الطبعة الأولى 2014م— 1435مـ



# المملكة الأردنية الهاشمية رقم الإيداع لدى دائرة المكتبة الوطنية (453/ 1/ 2011)

# 510

قعدان، هبة نصر

الرياضيات: مقاييس النزعة المركزية/ هبة نصىر فعدان. ــ عمان: دار صفاء للنشر والتوزيع 2011.

()ص

ر. أ: 2011/1/453

الواصفات: //الرياضيات//

 يتحمل المؤلف كامل المسؤولية القانونية عن محتوى مصنفه ولا يمبر هذا المصنف عن رأى دائرة المكتبة الوطنية أو أى جهة حكومة أخرى

# حقسوق الطبع محفوظة للناشر

Copyright © All rights reserved

الطبعة الأولى 2014م — 1435مـ



# دار صفاء للنشر والتوزيع

عمان \_ شارع الملك حسين ـ مجمع الفحيص التجاري \_ تلفاكس 4612190 6 96++ هاتف: 4611169 6 962+ص ب 922762 عمان \_ 11192 الأردن DAR SAFA Publishing - Distributing

Telefax: +962 6 4612190- Tel: +962 6 4611169

P.O.Box: 922762 Amman 11192- Jordan http://www.darsafa.net

E-mail:safa@darsafa.net ISBN 978-9957-24-710-2 ردمك



# الفهرس

٩	الفصل الأول: مقاييس النزعة المركزية
1	
	أو لاً: بيانات خام
	ثانياً: الوسط الحسابي لبيانات ذات تكرار.
	ثالثاً: الوسط الحسابي لبيانات مبوبة
	بعض خصائص الوسط الحسابي
	الوسط الحسابي المرجح
	الوسط الحسابي المشترك
	الوسيط
	المنوال
٥٣	- الفصل الثاني: المعاينة وتوزيعات المعاينة
	الاستدلال الإحصائي
	العينة العشوائية وتوزيعها
	التوزيع التجريبي
٦١	دالة التوزيع التجريبي
7 £ 3 7	التمثيل البياني للتوزيعات التجريبية
	الإحصاء وعزوم العينة
٧٠	مته سط و تبارن مته سط العينة
٧١	متوسط وتباين تباين العينة
	متوسط وتباین تباین العینة
<b>40</b> 2	



Y£	توزيعات المعاينة لمجموع ومتوسط عينة
۸١	الصيغ الخطية والتربيعية في متغيرات عشوائية طبيعية
	التوزيع المشترك لإحصائين مرتبين
• • • •	توزيع المعاينة لـ ق* (س)
٠٠٨	المشمولات أو المغطيات
٠٢٣	التوزيع المقارب لوسيط العينة
	الفصل الثالث: مقاييس التشتت
١٣٦	أولاً: المدى
١٣٩	ثانياً: نصف المدى الربيعي أو التغير الربيعي
	ثالثاً: الانحراف المتوسط
١٤٤	رابعاً: التباين ومعامل الاختلاف
١٦١	تمارين
170	الفصل الرابع: الزمر
١٦٥	تعاريف وخواص أولية
١٧٦	الزمر الجزئية والمجموعات المصاحبة
1 7 9	المجموعة المصاحبة
١٨٥	الزمر الدائرية
۲۲۳	تمارين
٠٠٠٠	الفصل الخامس: التكامل غير المحدد
***	تعريف التابع الأصلي
۲۲۸	خواص التكامل غير الححدد
	التكاملات المثلثية
۳۰۹	غارين عارين
	7



# مقاييس النزعة المركزية

Measures of central tendency



# الفصل الأول

# مقاييس النزعة الركزية

Measures of central tendency

إن عملية تكوين جدول تكراري ورسمه هي الخطوة الأولى لعرض وتلخيص البيانات المعطاة للحصول على معلومات أولية عن هذه البيانات لكنها غير كافية ويكون من المضروري أن نبحث عن طرق أخرى تفيد في الحصول على معلومات وخصائص أخرى لهذه البيانات تمكننا من التعبير عن هذه الجصائص بواسطة أرقام يسهل التعامل معها وتمكنا من عمل المقارنات بين هذه البيانات وأخرى.

ومن بين هذه الخصائص وأكثرها أهمية خاصية التمركز أو التوسط. فبالنظر إلى مفردات أي ظاهرة نلاحظ أن غالبية هذه المفردات تتراكم حول قيمة ما تسمى بمتوسط أو مركز الظاهرة ثم يتناقص عدد المفردات بالتدريج كلما بعدت عن هذه القيمة المركزية إلى الجانبين وهذا التراكم أو التمركز هو ما يطلق عليه النزعة المركزية أي ميل البيانات إلى التمركز حول قيمة معينة هي القيمة المتوسطة وتشير خاصية التمركز أو النزعة المركزية إلى موقع التوزيع أو الجنزء الأوسط منه وهناك خاصية أخرى هي خاصية تشتت أو تباعد البيانات فهي تشير إى اختلاف أو انتشار البيانات.

وفي هذا الفصل سوف نركز على دراسة الخاصية الأولى وهمي خاصية النزعة المركزية ويوجد لهذه الخاصية عدة أنواع من المقاييس شهيرة الاستخدام نذكر منها ما يلى:

١- الوسط الحسابي والوسط الحسابي المرجح.





- ٢- الوسيط، الربعيات، العشيرات، والميئينات.
  - ٣- المنوال.
  - ٤- الوسط الهندسي (G.M).
  - ٥- الوسط التوافقي (H.M).

وتأتي شهرة هذه المقاييس من كونها سهلة الاستخدام والفهم ويمكن تناولها بصور رياضية سهلة هذا ويرى الإحصائيين أن هنـاك خـواص وشـروط معينة للمقياس الجيد نذكر منها:

- ١. أن يكون المقياس واضح التعريف وبالتالي يمكن أن يستخدمه أناس مختلفون.
  - ٢. أن يعتمد في قياسه على كل البيانات المعطاة.
  - ٣. يتأثر بالمتغيرات التي تحدث في المجموعة أو العينة تحت الدراسة.
    - ٤. يسهل استخدامه في العمليات الرياضية.
      - ٥. يمكن تمثيله بيانياً.
- آن یکون مستقر لجمیع العینات المتشابهة بمعنی أنه إذا طبق علی عینات متشابهة فلا بد أن تكون له نفس القیمة.

# \* الوسط الحسابي Arithmetic Mean

تعتمد طريقة حساب الوسط الحسابي على نوعية البيانات سواء كانت بيانات خام Data Raw أي بيانات مفردة أو بيانات ذات مجموعات Data .





# أولاً: بيانات خام Raw Data

إذا كان لدينا مجموعة من البيانات الحام س، سرد، سرد، س عددها ن فإن الوسط الحسابي لهذه المجموعة هو مجموع هذه البيانات على عددهم ويصاغ ذلك بالقانون الآتر.:

$$\frac{\omega + \dots + \omega_1 + \dots + \omega_n}{\omega} = \overline{\omega}$$

وتكتب بصورة مختصرة كالآتي: 
$$\overline{w} = \frac{1}{0} \sum_{j=1}^{n} w_{j}$$

#### مثال (١):

أوجد الوسط الحسابي لمجموعة درجات الإحصاء والتي حصل عليها (١٠) طلاب في أحد الامتحانات لمادة ١٠١ إحص وهي كالأتي ١٣، ١٤، ١٥، ١١، ١٩، ٢٠، ١١، ١١، ١١، ١١، ١٨.

#### الحل:

# ثانياً: الوسط الحسابي لبيانات ذات تكرار

إذا كان لدينا مجموعة من البيانــات س، س، س، ...، س. ولهـــا التكـــرارات المناظرة ق، ق، ....، ق على الترتيب بحيث أن ق. +ق. +...+ق. =ن

فإن الوسط الحسابي لهذه المجموعة هو سَ ويعطى بالصورة الآتية: \_ ق س بف س باسابق س.





وتكتب بصورة مختصرة كالآتي:  $\frac{1}{w} = \frac{1}{v}$  فَي سَي

#### مثال (٢):

إذا كانت درجات (٣٠) طالب من طلاب الجامعة الهاشمية في أحد امتحانات مادة ١٠١ إحص وهي كالآتر:

Г	٤٥	٤.	۳۸	٣٥	ي ي	71	77	الدرجات
-	۲	٣	٣	٦	٤	0	v	عدد الطلاب

أوجد الوسط الحسابي لهذه الدرجات.

#### الحل:

بفرض أن سُ تمثل الـدرجات وأن التكرار المناظر لهـا هـو ق وبتكـوين المجدول الآتي فإن: وبإيجاد القيم الناتجة من هذا الجدول فإن كَ قَى سَى =٩٤٨ كذلك فإن كَ قَى عَلَى اللهِ عَكَن حساب الوسط الحسابي كالآتي:

	التكرار	الدرجات
ق س	ا ق	<i>س</i>
108	V	77
18.	٥	۲۸
17.	٤	۴.
۲1.	٦	٣٥
118	٣	۲۸
17.	٣	٤٠
٩٠	۲	٤٥
988	٣٠	المجموع

$$\overline{w} = \frac{1}{v} \sum_{j=1}^{n} \tilde{v}_{v_{j}} w_{v_{j}}$$

وتــسمى هــنده





الطريقة بالطريقة المباشرة أو المطولة Direct Method وهي تلـك الطريقــة الـــي تقوم بحساب الوسط الحسابي من القيم المعطاة المباشر.

أما إذا أردنا تبسيط البيانات المعطاة فيمكن لنا استخدام الطريقة المختصرة Short Method وهي طريقة تعتمد على طرح مقدار ثابت من البيانات ثمم إضافة هذا المقدار الثابت إلى الوسط الحسابي لجموعة البيانات الجديدة ليعطي الوسط الحسابي للبيانات قبل عملية الطرح. ولتوضيح ذلك نفرض أن لدينا مجموعة من القيم هي س١، س٧،...، سم بتكرارات ق١، ق٢،...، قم ولها الوسط الحسابي ت وبطرح عدد ثابت أيسمى الوسط الفرضي لجميع القيم المحطاة فإن القيم الجديدة تكون على الشكل الآتي:

$$\rho - m_1 - \beta_1 c_1 = m_1 - \beta_2 \dots c_n = m_1 - \beta_n$$

 $\overline{\square} = \frac{1}{2} [(\bar{\mathfrak{o}}_1 m_1 + \bar{\mathfrak{o}}_1 m_2 + \dots \bar{\mathfrak{o}}_n m_n)]$ 

وبالتالي فإن الوسط الحسابي لهذه المجموعة الجديدة هو ص

ويعطى بالصورة:

$$\frac{1}{\omega} = \frac{1}{i} \left[ \ddot{b}_{1} c_{1} + \ddot{b}_{1} c_{2} + \dots + \ddot{b}_{1} c_{1} \right]$$

$$\frac{1}{\omega} = \frac{1}{i} \left[ \ddot{b}_{1} \left( w_{1} - \frac{1}{i} \right) + \ddot{b}_{2} \left( w_{3} - \frac{1}{i} \right) + \dots + \ddot{b}_{1} \left( w_{3} - \frac{1}{i} \right) \right]$$

أي أن الوسط الحسابي لمجموعة البيانات القديمة 😈 هو عبارة عن الوسط الحسابي للمجموعة الجديدة مضافاً إليه العدد الثابت أو الوسط الفرضي ٩.





# ثالثاً: الوسط الحسابي لبيانات مبوية

إذا كان لدينا مجموعة من البيانات المبوبة ويتكون الجدول التكراري لها من المجموعات فإننا نستعيض عن كل مجموعة بمركزها ليكون لدينا س، س، س، س، س، ...، سم هي عدد م من المراكز ولها التكرارات المناظرة ق، ق، ق، ق، ...، قم ثم نقوم بحساب الوسط الحسابي كما سبق بضرب المراكز في التكرارات المناظرة وقسمة الناتج على مجموع التكرارات والمثال الآتي يوضح ذلك.

#### مثال (٣):

# أوجد الوسط الحسابي لمجموعة البيانات الآتية:

179-17.	104-10:	189-181	179-17.	179-17.	119-11•	المجموعة
٣	۲	٣	٤	٨	١٠	التكرار ق

#### :,141

$$[(175,0)^{m} + (105,0)^{m} + (155,0)^{m} + (155,0)^{m} + (175,0)^{m} + (115,0)^{m} + (115,0)^{m}$$

#### مثال (٤):

حل المثال السابق باستخدام الطريقة المختصرة.





الحل:

بإيجاد مراكز المجموعات واختيـار القيمـة الـتي تتوسـطهم كوسـط فرضـي فنجدها م = ٥ ، ١٣٤ وبتكوين الجدول الآتي:

ق.	د = س - (	المركز س	التكرار ق	المجموعات
Y	7	118,0	١.	119-11.
۸٠-	١٠-	178,0	٨	179-17.
•		18,0	٤	189-180
۳.	1.	188,0	٣	189-18.
٤٠	٧٠	108,0	۲	109-101
۹.	۳۰	178,0	٣	179-17.
17			۳٠	المجموع

# وبالتالي فإن الوسط الحسابي المطلوب هو:

$$\overline{\omega} = \left(1 + \frac{\sum_{j=1}^{n} \tilde{b}_{ij} c_{ij}}{\dot{c}}\right) \implies \overline{\omega} = 0, \, 371 + \frac{-.71}{7} = 0, \, .711$$

ملحوظة: إذا قمنا بقسمة كـل مـن  $_{1}$  =  $_{0}$  -  $_{1}$   $_{1}$   $_{2}$  =  $_{0}$   $_{7}$  -  $_{1}$  ... ،  $_{6}$  =  $_{0}$   $_{7}$  -  $_{1}$  على عدد ثابت وليكن هـ وهو في الغالب يكـون طـول الجموعـة فـإن القيم الجديدة لها الشكل الآتى:

$$c_{r}^{*} = \frac{\omega_{r} - q}{\Delta} , \quad c_{\gamma}^{*} = \frac{\omega_{\gamma} - q}{\Delta} , \quad \ldots, \quad c_{\gamma}^{*} = \frac{\omega_{\gamma} - q}{\Delta}$$

وتكون العلاقة بين الوسط الحسابي للقيم الجديدة والقيم القديمة هي:





 $\frac{\sum\limits_{i=1}^{n} \delta_{v}^{c_{v}}}{i}$ . ه وتسمى الطريقة التي تستخدم هذه الصيغة بالطريقة المختزلة.

#### مثال (٥):

باستخدام الطريقة المختزلة، أوجد الوسط الحسابي للبيانات في المثال السابق.

الحل: بقسمة العمود الرابع في الجدول السابق على طول المجموعة هـ = ١٠ فإن الناتج يكون:

ق:	د • = <u>۳</u>	المراكز س	التكرار ق	المجموعات
۲	۲–	118,0	1.	119-11.
۸-	1-	178,0	٨	179-17.
•	,	188,0	٤	144-14.
٣	١	122,0	٣	189-18.
٤	۲	108,0	۲	109-10.
٩	٣	178,0	٣	179-17.
14-			٣,	الجموع

ویکون الوسط الحسابي في هذه الحالة هو 
$$\overline{u} = 4 + \frac{\sum_{i=0}^{2} \bar{b}_{ij} c_{ij}}{\bar{u}}$$
. هـ  $\overline{u} = 0.3$ 





ويمكن القول بأن الوسط الحسابي لمجموعة من البيانـات هـو تلـك القيمـة التي إذا أعطيت لكل بينة من البيانات لكان مجموع هذه القيم مساوي للمجمـوع الفعلى للبيانات الأصلية.

#### \* بعض خصائص الوسط الحسابي

 ١. إذا كانت جميع القيم س١، س٢، س٣، ...، سم متساوية وتساوي عدد ثابت أ فإن س= أ.

٧. إذا كان لدينا مجموعة من البيانات المبوبة مراكزها هي س، س، س، س، س، د... من مه و مل التكرارات المناظرة ق، ق، ق، ... قم وكان  $\overline{w}$  وسطها الحسابي وكانت لدينا العلاقية  $y = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  حيث كل من  $y = (x_1, \dots, x_n)$  ثوابت حقيقية فإن الوسط الحسابي للبيانات الجديدة ص، ص، ص، ص، ص، ص، ص، ص، من هم هو  $\overline{w} = (x_1, \dots, x_n)$ 

#### البرهان:

١. باستخدام التعريف الأساسي للوسط الحسابي فإن:

$$\frac{1}{\omega_0} = \frac{1}{c} \sum_{\nu=1}^{c} \omega_{\nu} = \frac{1}{c} (1 + 1 + \dots + 1) = \frac{\dot{c} \cdot 1}{\dot{c}} = 1.$$

٢. بإيجاد الوسط الحسابي للبيانات ص١، ص٢، ص٣، ٠٠٠٠ صم فإن:

$$\frac{1}{cv} = \frac{1}{\dot{v}} \sum_{y=1}^{2} \tilde{\mathfrak{d}}_{y} \text{ and } \qquad , \qquad \dot{v} = \sum_{y=1}^{2} \tilde{\mathfrak{d}}_{y}$$

$$=\frac{1}{\dot{v}}\sum_{j=1}^{2}\tilde{v}_{2j}(4w_{2j}+\psi)$$

$$=\frac{1}{\dot{\upsilon}}\big(\{\sum_{\nu_j=1}^{2}\tilde{\mathfrak{d}}_{\nu_j}\omega_{\nu_j}+\dot{\upsilon}\sum_{\nu_j=1}^{2}\tilde{\mathfrak{d}}_{\nu_j}\big)$$





وباستخدام أن:  $v = \sum_{j=1}^{2} \tilde{e}_{ij}$  فإن  $\overline{w} = \sqrt{w} + v$ 

#### \* الوسط الحسابي المرجح

إذا كان و١، و٢، و٣، ٤، وم هي أوزان القيم س١، س٢، س٣، ٤، ١، سم على الترتيب فإن المتوسط المرجح لهذه القيم هو:

$$e_{\overline{u}} = \frac{e_1 w_1 + e_2 w_3 + ... + e_3 w_4}{e_1 + e_2 + ... + e_3}$$

#### مثال (٦):

الجدول الآتي يمثل النسب المثوية لنتائج أحمد الطلاب والأوزان لهـذه النسب في الفصل الدراسي الأول:

الوزن	الدرجات	المادة
٣,٥	٧٠	الإنجليزية
٤,٥	٨٥	الإحصاء
٣,٥	٧٥	الاقتصاد
٤	۸۰	الأحياء
۲,٥	٦٥	الفيزياء

أوجد الوسط الحسابي المرجح لهذه الدرجات؟



#### : 141

# نكون الجدول الآتي:

		Ţ,	· · ·
وس	الوزن و	الدرجات س	المادة
7 8 0	٣,٥	٧٠	الإنجليزية
<b>7</b> 7,0	٤,٥	٨٥	الإحصاء
777,0	٣,٥	٧٥	الاقتصاد
77.	٤	۸۰	الأحياء
177,0	۲,٥	٦٥	الفيزياء
$\sum_{j=1}^{n} e_{ij} \omega_{ij} = 0,771$	ي <u> </u>		

# \* الوسط الحسابي المرجح هو:

$$e_{\frac{-1}{2}} = \frac{e_{v}^{\frac{1}{2}} e_{v}^{\frac{1}{2}} e_{v}^{\frac{1}{2}}}{\sum_{i}^{2} e_{v}}, \quad e_{\frac{-1}{2}} = \frac{e_{i} \gamma \gamma \gamma_{i}}{\lambda_{i}} = 67, \Gamma V$$

#### \* الوسط الحسابي المشترك Combined Mean

إذا كان لدينا مجموعتان لهما الحجم ن، ن، الوسط الحسابي س، س، سب على الترتيب فإن الوسط الحسابي المشترك لهما هو:

$$\frac{\overline{\psi_{1}} + \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1} \cdot \psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}} \cdot \overline{\psi_{1}}}{\psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}}}{\psi_{1}} = \frac{\overline{\psi_{1}$$

#### مثال (٧):

إذا كان لدينا مجموعتان من الطلاب لهما الحجم ١٥، ٢٠ الوسط الحسابي





لكل من أوزانهم هو ٦٠كغم، ٧٥كغم على الترتيب فأوجد الوسط الحسابي المشترك لهما.

#### الحل:

الوسط الحسابي المشترك هو:

کفم 
$$77, \xi T = \frac{(7.)(7.)(0)}{(7.)(7.)} = \frac{700(0)}{(7.)(7.)}$$
 کفم  $\frac{1}{5}$ 

# \* مميزات الوسط الحسابي:

- ١. مقياس يسهل حسابه ويخضع للعمليات الجبرية بسهولة.
  - ٢. يستخدم في حسابه جميع القيم محل الدراسة.
    - ٣. أكثر المقاييس فهماً في الإحصاء.
      - ٤. هو أكثر المقاييس استقراراً.

#### \* عيوب الوسط الحسابي:

- ١. يتأثر بالقيم الكبيرة والصغيرة.
- ٧. يصعب حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة.
  - ٣. يصعب حسابه في حالة البيانات الوصفية.

#### \* الوسيط Median

أولاً: حساب الوسيط لبيانات غير مبوبة

إذا كان لدينا ن من القيم لظاهرة ما ومرتبة حسب قيمة كل منها سواء كان الترتيب تصاعدي أو تنازلي كالأتي: س،، س،، س، س، فإن:





أ) إذا كانت ن فردية فإن الوسيط هو القيمة التي تقع في الترتيب رقم  $\frac{\dot{}+1}{\gamma}$ . أي أن الوسيط =  $\frac{\dot{}+1}{\gamma}$ 

ب) إذا كانت ن زوجي فإن الوسيط هـو الوسـط الحـسابي للقيمـتين اللــتين تقعان في الترتيب رقم  $\frac{\dot{\varphi}}{\dot{\varphi}}$  و  $\frac{\dot{\varphi}}{\dot{\varphi}}$  +1 أي أن:

$$\frac{1+\frac{\dot{\upsilon}}{Y}+\frac{\dot{\upsilon}}{Y}+\frac{\dot{\upsilon}}{Y}+1}{Y}=\frac{1}{Y}$$

مثال (۸):

أوجد الوسيط للقيم الآتية: ٥٠، ٤، ١٣، ٠، ٣، -٢، ١٠

:,141

بترتیب هذه القیم تصاعدیاً فإن -٥، -۲، ،۳، ، ،۱، ،۱۰ وعدد هـذه القیم هو v = v عدد فردي وبالتالي فإن الوسیط یقع في المرتب $\frac{v+v}{r}$  أي أن الوسیط هو = ۳.

مثال (٩):

أوجد الوسيط للقيم الآتية: ١٢، -٦، ٣، ٠، ١٣، ٤، -٥، ٧، ٢٠. ٨ الحل:

۲۰، ۱۳، ۱۲، ۸، ۷، ۵، ۳، ، ۳، ۲۰، ۱۳، ۱۳، ۱۳، ۲۰، ۳۱، ۳۰، ۲۰ وحدد هذه القيم هو 0 = 1 وهو عدد زوجي وبالتالي فإن الوسيط هو الوسط





الحسابي للقيمتين الواقعتين في المرتبتين رقم  $\frac{1}{\gamma} = 0$  و  $\frac{1}{\gamma} + 1 = 1$  أي أن الوسيط هو  $\frac{1+\gamma}{\gamma} = 0$ .

ثانياً: حساب الوسيط لبيانات مبوبة:

في هذه الحالة تعطي البيانات في جداول تكرارية ذي مجموعات ولحساب الوسيط في مثل هذه الحالات يتم عمل الآتي:

 إيجاد الجدول التكراري المتجمع الصاعد أو النازل (وهو ما يناظر ترتيب البيانات في حالة البيانات غير المبوية).

۲. نوجد ترتیب الوسیط وهو  $\frac{\dot{\sigma}}{\gamma}$  سواء کان ن زوجیة أو فردیة.

٣. نحدد المجموعة الوسيطية أي التي يقع فيها الوسيط.

٤. نحدد البداية الفعلية للمجموعة الوسيطة ولتكن ٩.

ه. نحدد التكرار المتجمع السابق للمجموعة الوسيطية وليكن ق١ وكذلك
 التكرار المتجمع اللاحق للمجموعة الوسيطية وليكن ق١.

$$\frac{\dot{v}-\dot{v}}{v}$$
نعوض في القانون الوسيط =  $1+\frac{\dot{v}-\dot{v}}{v}$ . هـ  $\dot{v}$ 

حيث هـ هي طول المجموعة الوسيطية.





#### مثال (۱۰):

# الجدول الآتي يمثل درجات ٥٠ طالب في الإحصاء، أوجد الوسيط.

	. •	•			~ ~	
19-10	£ £ - £ +	79-70	45-4.	79-70	78-7.	الدرجات
٣	٩	10	1.	٨	٥	عدد الطلاب

### الحل:

# ١. نكون الجدول التكراري المتجمع الصاعد كالآتي:

أقل الحدود الدنيا للمجموعة	التكرار المتجمع الصاعد لعدد الطلاب
أقل من ١٩,٥	•
أقل من ٢٤,٥	٥
أقل من ۲۹٫۵	١٣
أقل من ٣٤,٥	٠ ٢٣
أقل من ۳۹٫۵	۳۸
أقل من ٤٤,٥	٤٧
أقل من ٤٩,٥	٥٠

۲۰. نوجد ترتیب الوسیط وهو 
$$\frac{\dot{0}}{7} = \frac{7}{7} = 7$$

٣. نحدد المجموعة الوسيطية أي التي يقع فيها الوسيط وهي ٣٤,٥ = ٣٥

$$٣٤, ٥ = 4$$
 وهي البداية الفعلية للمجموعة الوسيطية وهي على البداية الفعلية المجموعة الوسيطية وهي

ه. نحدد التكرار المتجمع السابق للمجموعة الوسيطية وهو ق، = ٣٣
 وكذلك التكرار المتجمع اللاحق للمجموعة الوسيطية وهو ق، = ٣٨.





٦. نعوض في القانون الآتي:

$$|\mathbf{l}_{\mathbf{q}} = \mathbf{l} + \frac{\dot{\mathbf{v}} - \ddot{\mathbf{o}}_{1}}{\ddot{\mathbf{v}}_{1} - \ddot{\mathbf{o}}_{1}}.\mathbf{a}$$

40,14 =

\* ملحوظة: يمكن للقارئ أيضاً استخدام الجدول التكراري المتجمع النازل عوضاً عن الجدول التكراري المتجمع الصاعد وبنفس الخطوات يعطي نفس قيمة الوسيط.

# \* حساب الوسيط بيانياً:

نقوم برسم المنحنى المتجمع الصاعد أو النازل ثم نحدد ترتيب الوسيط كما في المشال السابق وهو  $\frac{\dot{\psi}}{\gamma}$  ثم نقوم بإسقاط عمود من عند النقطة  $\phi=\frac{\dot{\psi}}{\gamma}$  على المحود الرأسي (محود التكرارات المتجمعة) ليلاقي المنحنى في نقطة نسقط بعدها عمود من هذه النقطة الموجودة على المنحنى عمود آخر على المحود الأفقى (محود المجموعات) ليلقيه في نقطة تكون هذه النقطة هي قيمة الوسيط.

طريقة أخرى: وهي رسم المنحنيات المنحنى المتجمع الـصاعد والمنحى المتجمع النازل ليتلاقى معاً في نقطة، نسقط من هـذه النقطـة عمـود علـى المحـور الأفقى ليلاقيه في نقطة تكون هذه النقطة هى الوسيط.



# مثال (۱۱):

# أوجد الوسيط بيانياً للبيانات الآتية:

لجموع	1 71-19	11-17	10-18	17-1.	درجات الرياضيات
40	٤	١٥	11	0	عدد الطلاب

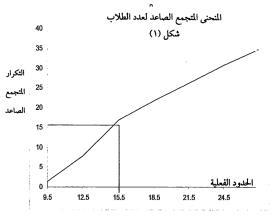
# الحل:

التكرار المتجمع الصاعد لعدد الطلاب	أقل من الحدود الدنيا للمجموعة
•	أقل من ٥,٩
٥	أقل من ١٢,٥
١٦	أقل من ٥,٥
۳۱	أقل من ٥ ، ١٨
40	أقل من ٥ , ٢١

وبرسم هذه القيم يكون المنحنى التكراري المتجمع الصاعد لـه الـشكل الآتي:







وبإسقاط عمود أفقي من عند النقطة المناظرة للتكرار  $\frac{ro}{\gamma} = 10,0$  على محور التكرار المتجمع الصاعد ليلاقي المنحنى في نقطة نسقط من هذه النقطة عمود آخر على محور المجموعات ليلاقيه عند القيمة 10,4 وهي القيمة الوسيط (انظر شكل رقم 1).

#### \* عميزات الوسيط

١- مقياس لا يتأثر بالقيم المتطرفة.

٢- يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة.

٣- يكن إيجاده بيانياً.





٤- يمكن إيجاده من بيانات وصفية يمكن ترتيبها كتقديرات الطلاب على
 سبيل المثال.

## \* عيوب الوسيط

- ١- لا يأخذ جميع القيم في الاعتبار عند حسابه.
- ٢- لا يسهل التعامل معه في التحليل الإحصائي.

# \* الربيعيات Quartiles العشيرات Deciles والمثينات

### ١. الربيعيات Quartiles

عند حساب الوسيط وجدنا أنه القيمة التي تتوسط البيانات أو بطريقة أخرى هي القيمة التي تقسم البيانات المرتبة سواء تصاعدياً أو تنازلياً إلى جزئين متساويين بالمثل فإن الربيعيات تقسم البيانات المرتبة سواء تصاعدياً أو تنازلياً إلى أربعة أجزاء متساوية.

ويعرف الربيع الأول بأنه تلك القيمة التي يسبقها ربع البيانات ويرمز له بالرمز رر كذلك فإن الربيع الثاني هو القيمة التي يسبقها نصف البيانات ويرمز له بالرمز رر وهو يساوي الوسيط. أما الربيع الثالث فهو الذي يسبقه ثلاثة أرباع البيانات ويرمز له بالرمز رح. وطريقة حساب كل منهم تعتمد على تحديدنا لترتيب الربيع فالربيع الأول له الترتيب  $\frac{y}{2}$  أما الربيع الثاني فله الترتيب  $\frac{y}{2}$  أما الربيع الثالث فترتيبه هو  $\frac{y}{2}$  حيث ن هي عدد البيانات المعطاة سواء كان فردياً





أو زوجياً، ثم نقوم بتحديد المجموعة الربيعية كما سبق في حساب الوسيط مع اختلاف المسمى من مجموعة وسيطية إلى مجموعة ربيعية والتعويض في القانون:

$$c_{ij} = 4 + \frac{\frac{2j^{ij}}{3} - \tilde{0}_{ij}}{\tilde{0}_{ij} - \tilde{0}_{ij}}$$
.  $\alpha_{ij} = 1, \gamma, \gamma$ .

ئن: ترتیب الربیع رقم ي، وحیث ن عدد البیانات.

أ: البداية الفعلية للمجموعة الربيعية.

ق١: التكرار المتجمع السابق للمجموعة الربيعية.

قy: التكرار المتجمع اللاحق للمجموعة الربيعية.

هـ: طول المجموعة الربيعية.

#### \* العشيرات Deciles

بالمثل فإن العشيرات تقسم البيانات المرتبة سـواء تـصاعدياً أو تنازليـاً إلى عشرة أجزاء متساوية وعدد هذه العشيرات هو تسعة عشيرات.

ويعرف العشير الأول بأنه تلك القيمة التي يسبقها عشر البيانات ويرمز له بالرمز  $\frac{7}{1}$  من البيانات ويرمز له بالرمز  $\frac{7}{1}$  من البيانات ويرمز له بالرمز  $\frac{7}{1}$  من البيانات وهو له بالرمز  $\frac{9}{1}$  من البيانات وهو يساوي الوسيط أي أن الوسيط =  $\frac{9}{1}$  من البيانات.

$$c_{ij} = 4 + \frac{\partial \dot{\psi}}{\partial y - \partial y}$$
,  $A = 4 + 2$ ,  $A = 4$ 

 $\frac{200}{2}$ : ترتيب العشير رقم ي.

إ: البداية الفعلية للمجموعة العشيرية.

ق١: التكرار المتجمع السابق للمجموعة العشيرية.

قى: التكرار المتجمع اللاحق للمجموعة العشيرية.

هـ: طول الجموعة العشيرية.

#### # المينات Percentiles

كذلك فإن النقاط التي تقسم البيانات المرتبة سواء تصاعدياً أو تنازلياً إلى مائة جزء متساوي تسمي المثينات وعددها ٩٩ مئين. ويعرف المئين الأول بأنه تلك القيمة التي يسبقها ١/ من البيانات ويرمز له بالرمز م، كذلك فإن المئين الثاني هو القيمة التي يسبقها ٢/ من البيانات ويرمز له بالرمز م، وهكذا فإن المئين الخامس والعشرون م، هو الذي يسبقه ٢٠/ من البيانات أي يساوي

19



الربع الأول وكذلك فإن المئين الخمسون م. ميسبقه ٥٠٪ من البيانـات وهـ و يساوي الوسيط وبالتالي يكون لدينا العلاقات التالية:

$$الوسيط = ر۲ = ده مه۲ = ر۱، مه۷ = ر۳$$

وبالتالي فإن المئين رقم ٩٩ يسبقه ٩٩٪ من البيانات، وطريقة حساب كل منهم كما سبق في حساب الوسيط والربيعيات والعشيريات مع اختلاف المسمى من مجموعة وسبطية إلى مجموعة مثينية والتعويض في القانون:

$$a_{0} = \frac{2\dot{0}}{1...} - \ddot{0}_{0}$$
 $a_{0} = \frac{1}{6} - \ddot{0}_{0}$ 
 $a_{0} = \frac{1}{6} - \ddot{0}_{0}$ 
 $a_{0} = \frac{1}{6} - \ddot{0}_{0}$ 

 $\frac{200}{100}$ : ترتیب المئین رقم ي.

إ: البداية الفعلية للمجموعة المئينية.

ق١: التكرار المتجمع السابق للمجموعة المئينية.

ق: التكرار المتجمع اللاحق للمجموعة المئينية.

هــ: طول المجموعة المئينية.

#### مثال (۱۲):

احسب القيم ر١، ر٢، د٢، م،، م. من البيانات الآتية:

الجموع	79-70	09-01	<b>٤9-٤</b> •	44-4.	79-7.	19-1.	درجات الرياضيات
۸۰	٥	١.	70	77	1.	٨	عدد الطلاب

#### :,141

لدينا ن = ٨٠ هو عدد البيانات نقوم بتكوين الجدول التكـراري المتجمـع





#### الصاعد كما يلي:

التكرار المتجمع الصاعد لعدد الطلاب	أقل من الحدود الدنيا للمجموعة
• .	أقل من ٥ , ٩
٨	أقل من ١٩,٥
١٨	أقل من ٢٩,٥
٤٠	أقل من ۳۹٫۵
٦٥	أقل من ٤٩,٥
٧٥	أقل من ٥,٥٥
۸۰	أقل من ٥,٦٩

۱. حساب ر، فإن ترتيبه هو 
$$\frac{\dot{v}}{2} = \frac{\dot{\lambda}}{2} = \tau$$
 وبالتالي فإن:

$$r., \epsilon = \{+\frac{\dot{0}}{2} - \dot{0}, -\frac{\dot{0}}{2}, -\dot{0}, -\dot{0},$$

۲. حساب ر
$$_{7}$$
 فإن ترتيبه هو  $\frac{7}{2} = \frac{7 \times 6}{2} = 7$  وبالتالي فإن:

$$c_{\gamma} = \{+\frac{7}{6}, -\frac{1}{6}, -\frac{1}$$

۳. حساب 
$$c_{\gamma}$$
 فإن ترتيبه هو  $\frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma \times \Lambda}{1 - 1} = 1$  وبالتالي فإن:



وعلیه 
$$c_{\gamma} = \{ + \frac{\frac{\gamma \dot{v}}{\dot{v}} - \ddot{v}_{\gamma}}{\ddot{v}_{\gamma} - \ddot{v}_{\gamma}}$$
 ه أي أن  $c_{\gamma} = 0, 10 + \frac{71 - \lambda}{\Lambda - 1 \lambda} (\cdot 1) = 0, \forall \gamma \in \mathbb{N}$ 

3. حساب م، فإن ترتيبه هو 
$$\frac{6}{1} = \frac{6 \times 6}{1} = 3$$
 وبالتالي فإن:

٥. حساب م.، فإن ترتيبه هو 
$$\frac{100}{100} = \frac{1000}{100}$$
 وبالتالي فإن:

وعلیه م ۱ = 
$$4 + \frac{0.90}{10.70} - 0.7$$
 ه أي أن م.، =  $0.70 + 0.70 + 0.70$  وعلیه م ۱ =  $0.70 + 0.70 + 0.70$ 

#### مثال (۱۳):

# احسب القيم رب، ده، مه، من البيانات الآتية:

					. 1	· \ ·	
الجموع	78-75	77-71	719	14-14	17-10	درجات الرياضيات	l
٤٠	٣	٩	١٥	١٠	٣	عدد الطلاب	١

#### :,141

لدينا ن = ٤٠ هو عدد البيانات نقوم بتكوين الجدول التكراري المتجمع الصاعد كما يلي:

التكرار المتجمع الصاعد لعدد الطلاب	أقل من الحدود الدنيا للمجموعة
•	أقل من ١٤,٥



Anthera .	
٣	أقل من ١٦,٥
١٣	أقل من ١٨,٥
YA	أقل من ٢٠,٥
۳۷	أقل من ٢٢,٥
٤٠	أقل من ٢٤,٥

Yلإيجاد رY نحدد ترتيبه أولاً وهو  $\frac{Y}{Y} = \frac{Y \cdot X}{X} = Y$  حيث ن هي مجموع التكرارات. وتكون بداية المجموعة الربيعية هيي ٤ = ١٨,٥ وبالتالي فإن التكرارات السابقة واللاحقة وطول المجموعة هي هـ = ٢، ق ع = ٨٢، ق ا = ١٣ وبالتعويض في قانون الربيعيات نجد أن:

$$C_{\gamma} = \{ + \frac{\gamma \dot{\upsilon}}{\tilde{\upsilon}_{\gamma} - \tilde{\upsilon}_{\ell}}, \Delta = 0, \lambda \ell + \frac{\gamma - \gamma \ell}{\lambda \gamma - \gamma \ell} \times 7 = 73, P \ell \}$$

وبالتالى فإن الوسيط = ر، = ١٩, ٤٣ بالمثار, فإن:

$$L_o = \frac{1}{1} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_1 - \partial v_1} = \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_1 - \partial v_1} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_2 - \partial v_1} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_1 - \partial v_1} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_2 - \partial v_2} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_2 - \partial v_1} + \frac{\partial \dot{U}}{\partial v_2 - \partial v_2} + \frac{\partial$$

أى أن الوسيط = رب = ده = ١٩, ٤٣ وأخراً نوجد مهر





#### \* ملحوظة:

يمكن أيضاً تعيين كل من الربيعيات والعشيرات والمثينات بيانياً كما سبق في تعيين الوسيط بيانياً.

#### \* النوال Mode

يعرف المنوال بأنه القيمة الموجودة ضمن مجموعة من البيانات وتكون هذه القيمة هي الأكثر تكراراً فإذا كانت مجموعة البيانات هذه لها توزيع تكراري فإن المنوال هو القيمة المناظرة لأكبر تكرار. أي أن المنوال هو القيمة الأكثر شيوعاً بين القيم.

#### مثال (١٤):

أوجد المنوال للقيم ٥، ٦، ٧، ٨، ٥، ٧، ٦، ٧.

## : 141

القيمة الأكثر تكراراً هي ٧ وبالتالي فإن المنوال هو ٧.

#### مثال (١٥):

أوجد المنوال للقيم ٦، ٧، ٥، ٩، ٨، ٧، ٦، ٥.

#### :,141

في هذه الحالة يوجد أكثر من منوال فكل من ٥ و ٦ و ٧ هي قيم منوالية. مثال (١٦):

أوجد المنوال للقيم ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ٥، ٧، ٦، ٨، ٩.





الحل: في هذه الحالة نجد أنه لا توجد قيمة أكثر تكراراً وبالتالي لا يوجد منوال.

ويلاحظ أنه إذا كان للمجموعة منوال واحد سميت المجموعة وحيدة المنوال كما في مثال (١٤)، وإذا تعدد المنوال أي كان هناك أكثر من منوال سميت المجموعة متعددة المنوال كما في مثال (١٥) وتسمى المجموعة بعديمة المنوال إذا لم يوجد لها منوال كما في مثال (١٥).

# \* المنوال في حالة البيانات المبوبة :

تعريف المجموعة المنوالية Mode class

وتعرف المجموعة المنوالية بأنها المجموعة الـتي يقـع فيهـا المنــوال وتكــون مناظرة لأكبر تكرار.

فإذا تم تحديد المجموعة المنوالية تقوم بحساب المنوال عن طريـق التعـويض المباشر في الصيغة التالية:

حيث:

إ الجموعة المنوالية الفعلى.

قم = التكرار المناظر للمجموعة المنوالية.

ق، = التكرار السابق للمجموعة المنوالية.

ق، = التكرار اللاحق للمجموعة المنوالية.

هـ = طول الجموعة المنوالية.





ويمكن كتابة القانون السابق بالصورة.

المنوال = 
$$1 + \frac{1}{1 + \frac{1}{1 + 1}}$$
 ه حيث در = قم – قرر

و د $\gamma = \bar{o}_{\gamma} - \bar{o}_{\gamma}$ ، ولذا تسمى هذه الطريقة بطريقة الفروق.

مثال (۱۷):

# احسب المنوال لجموعة البيانات الآتية:

الجموع	78-74	17-71	719	14-14	17-10	درجات الرياضيات
٤٠	٣	٩	١٥	١.	٣	عدد الطلاب

#### :,141

نحدد المجموعة المنوالية فتكون هي ١٩-٢٠ وبالتالي فإن:

هـــ = ۲ وبالتعويض في التانون السابق فإن: 1 = 10 ، 1 = 10 ، 1 = 10 وبالتعويض في القانون السابق فإن:

$$19, \xi 1 = 7 \times \frac{1 - 10}{1 - 9 - 7} + 10, 0 = -10, 1 = 7 \times 1 = 10$$
 المنوال =  $9 + 7 \times 1 = 7 \times 1 = 10$ 

أو يمكن تطبيق الصورة الثانية لطريقة الفروق كالآتي:

$$|\lambda i_{\ell}| = 4 + \frac{c_{\ell}}{c_{\ell} + c_{\gamma}}.$$

$$19, £ 1 = Y \times \frac{0}{1+0} + 1 \text{ A, } 0 =$$

#### ملحوظة:

هناك طريقة أخرى تسمى طريقة الرافعة وتعتمد هذه الطريقة على فـرض أن المنوال يقع على مسافة معينة من البداية الفعلية للمجموعـة المنواليـة ولـتكن





س ثم نقوم بتعيين هذه المسافة بقانون الروافع وإضافة هذه القيمة س إلى البداية الفعلية للمجموعة المنوالية فتكون قيمة المنوال وتعطي الصيغة النهائية لهذه العملية بالصورة:

المنوال = 
$$4 + \frac{\ddot{v}_{\tau}}{\ddot{v}_{\tau} + \ddot{v}_{\tau}}$$
.ه

حيث ق١، ق٢، ٩، هـ هي تلك القيم المعرفة سابقاً.

تعيين المنوال بيانياً

لتعيين قيمة المنوال بيانياً نقوم برسم المدرج التكراري للمجموعة المنوالية والمجموعة المنوالية والمجموعة المناظر المجموعة المناظر للمجموعة المنوالية بالنقطة الابتدائية الموجودة بأعلى العمود المناظر للمجموعة المنوالية وكذلك نصل النقطة النهائية الموجود بأعلى العمود المناظر للمجموعة المنوالية بالنقطة النهائية الموجودة بأعلى العمود المناظر للمجموعة المنوالية بالنقطة النهائية الموجودة بأعلى العمود المناظر للمجموعة المنوالية فيتقاطع الخطان في نقطة نقوم بإسقاط عمود من هذه النقطة على المحور الأفقي الممثل للمجموعات فتكون نقطة تقاطع هذا العمود والحور الأفقى هي القيمة المنوالية.

#### مثال (۱۸):

## احسب المنوال لمجموعة السانات الآتية سانياً.

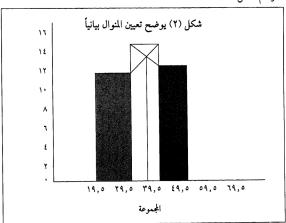
79-7.	09-0+	٤٩-٤٠	44-4.	79-7.	المجموعات
1.	١٣	10	17	١٠	التكرار





: الحار:

غدد المجموعة المنوالية فتكون هي ٥ , ٥ – ٤ بالتالي نرسم المدرج التكراري للمجموعة المنوالية والمجموعين المجاورتين لها ثم نصل نقطة البداية العليا للعمود التكراري المناظر للمجموعة المنوالية بنقطة البداية العليا للعمود التكراري المناظر للمجموعة بعد المنوالية وكذلك نصل النقطة النهائية العليا للعمود التكراري المناظر للمجموعة المنوالية بالنقطة النهائية العليا للعمود التكراري المناظر للمجموعة قبل المنوالية فيتقاطع الخطان في نقطة نسقط من هذه النقطة عمود على الحور الأفقي ليلاقيه في نقطة تكون هي النقطة المنوالية (انظر الرسم شكل ((٢)).







- أ ميزات المنوال
- ١) سهل حسابه وفهمه
- ٢) لا يتأثر بالقيم المتطرفة
- ٣) لا يحتاج لإعادة ترتيب البيانات إذا كان عددها قليل.
  - ٤) يمكن إيجاده للقيم الوصفية والتوزيعات المفتوحة.
    - ب) عيوب المنوال
  - ١) لا يأخذ في الاعتبار جميع القيم عند حساب المنوال.
- ٢) يوجد لحسابه أكثر من صورة وبالتالي يكون له أكثر من قيمة مختلفة.
  - ٣) لا يمكن تناوله بالعمليات الجبرية.
- ٤) قد يكون للبيانات الواحدة أكثر من منوال وقد لا يكون هناك منوال لها.

# \* العلاقة بين مقاييس النزعة المركزية المختلفة

في حالة التوزيعات التكرارية المتماثلة والأحادية المنوال تكون جميع المقاييس الوسيط، الوسط، المنوال متساوية ولكن إذا كان التوزيع ملتو التواء بسيطاً فإن هناك ثمة علاقة تجريبية نتجت وهي:

الوسط - المنوال = ٣ (الوسط - الوسيط)

ولا تتحقق هذه العلاقة في حالة زيادة حدة الالتواء.





# \* الوسط الهندسي (Geometric mean (G.M)

إذا كان لدينا مجموعة ن من البيانات الغير صفرية س،، س،، س»، ...، سن فإن الوسط الهندسي لهذه القيم هو:

ونظراً لـصعوبة الجـذر النـوني يمكـن كتابـة الـصورة الـسابقة باسـتخدام اللوغاريتمات كالآتي:

لو (الوسط الهندسي) = 
$$\frac{l}{\dot{0}}\sum_{p=1}^{\dot{0}}$$
 لو سي ،  $\Rightarrow$  الوسط الهندسي = لو  $\left(\frac{l}{\dot{0}}\sum_{p=1}^{\dot{0}}$  لو س ي)

وإذا كانت هذه البيانات تحدث بتكرارات بمعنى إذا كانت س،، س،، س،، س،، س،، س، مل التكرارات ق،، ق،، ق،، تقم على الترتيب فإن الوسط الهندسي في هذه الحالة هو:

حيث ن=كَيِّ ق والتي يمكن كتابتها باستخدام اللوغاريتمــات للأســاس الطبيعي (هــ) كالآتى:

$$\mathbf{t}_{\mathbf{g}}(\mathbf{t}_{\mathbf{g}}) = \frac{1}{0} \sum_{\mathbf{g} \in \mathbf{g}} \mathbf{g}_{\mathbf{g}}$$
. لو س





#### \* ملحوظة:

إذا كانت البيانات المعطاة مبوبة أي ذي مجموعات فإننا نستعيض عن كـل مجموعة بمركزها وتكرارها المناظر ونعوض فى الصيغة السابقة.

## مثال (١٩):

احسب الوسط الهندسي للبيانات الآتية: ٥، ٧، ٨، ٩، ١٠.

## الحل:

نكون الجدول الآتي لحساب المجموع  $\sum_{i=1}^{n}$  لوسي:

وبالتالي فإن الوسط الهندسي هو:

لو س	القيمة س
۱۲,۱	٥
1,90	٧
۲,۰۸	٨
۲,۲۰	٩
۲,۳۰	١٠
ت ک پیدا لوسی = ۱۰٫۱۶	

الوسط الهندسي = لو 
$$\left(\frac{1}{i}\sum_{j=1}^{r}$$
 لوس پ)
$$= \frac{1}{r}\left(\frac{1}{r},\frac{1}{r}\right) = PPO, \gamma$$

ويلاحظ أن الوسط الحسابي لهذه القيم

 $\sim 10^{\circ}$  as  $\sim 10^{\circ}$   $\sim 10^{$ 





#### مثال (۲۰):

# احسب الوسط الهندسي لمجموعة البيانات الآتية:

					₩	• •
المجموع	78-77	17-71	719	14-14	17-10	درجات الرياضيات
٤٠	٣	٩	10	1.	٣	عدد الطلاب

## الحل:

نكون الجدول الآتي لحساب المجموع: كُرق لوسي

\=\s			
قي لو سي	لو سي	التكرار قي	المركز سي
۸,۲۲	۲,٧٤	٣	10,0
77,77	۲,۸٦	١٠	17,0
\$8,00	۲,۹۷	١٥	19,0
17,77	٣,٠٧	٩	Y1,0
٩,٤٧	٣,١٥	٣	۲۳,٥
کُے ق ی لوسی =۲۹٫۸۱۲		ن = ٠٤	

# وبالتالي فإن الوسط الهندسي هو:

$$\begin{aligned} \text{leund lhicm}_{\omega} &= \text{le}\left(\frac{1}{\Omega}\sum_{y=1}^{2}\hat{\mathbf{g}}_{y}\right). \text{leu}_{\omega} \right) \\ &= \text{le}\left(\frac{11\Lambda, \xi Y}{1}\right) = 19,776 \end{aligned}$$

# \* مميزات الوسط الهندسي:

 ١. من أهم المقاييس التي يمكن استخدامها للإشارة بمعدلات التغير أو النس.





٢. يسهل حسابه والتعامل معه جبرياً.

٣. يعتمد في حسابه على جميع القيم.

٤. يستخدم كثيراً في الأرقام القياسية Index numbers.

# \* عيوب الوسط الهندسي:

١. ليس من السهل فهمه ويلزم له معرفتنا باللوغاريتمات.

٢. لا يمكن حسابه إذا كان هناك من القيم قيم صفرية أو سالبة.

## \* الوسط التوافقي (Harmonic Mean (H.M.)

إذا كان لدينا مجموعة ن من البيانات الغير صفرية س،، س،، س،،...،س، فإن الوسط التوافقي لهذه القيم هو:

$$\frac{0}{\frac{1}{1} + \dots + \frac{1}{1} + \dots + \frac{1}{1}} + \dots + \frac{1}{1}$$

مثال (۲۱):

احسب الوسط التوافقي للقيم ٤، ٥، ٧، ٩

# الحل:

relie ileud = 
$$\frac{\frac{2}{1+\frac{1}{2}+\frac{1}{2}+\frac{1}{2}} = \sqrt{2}$$

وإذا كانت البيانات المعطاة تحدث بتكرارات بمعنى إذا كانت س،، س،، س،، س، س،، س، س، س، س، س، التكرارات ق،، ق،، ق،، س،، ق، على الترتيب فإن الوسط التوافقي في هذه الحالة هو:





#### \* ملحوظة:

- إذا كانت البيانات المعطاة مبوبة أي ذي مجموعات فإننا نستعيض عن كل مجموعة بمركزها وتكرارها المناظر وتعوض في الصيغة السابقة.
  - Y. العلاقة بين الوسط الحسابي والوسط الهندسي والوسط التوافقي هي:  $\overline{w} \ge 1$  الوسط الهندسي  $\ge 1$  توافق الوسط.

#### مثال (۲۲):

إذا كان الوسط الحسابي لعددين هو ٥ ووسطهم الهندسي هو ٥ فما همــا العددين؟.

#### الحل:

بفرض أن العددين هما س، ص وبالتالي فإن الوسط الحسابي لهما هو:

$$0 = \frac{w + \omega}{Y} = 0$$

ويكون الوسط الهندسي هـو = ١٠س.ص =٥ وبالتربيع للطرفان فإن: س. ص = ٢٥ ومنها فإن:

$$w=\frac{70}{D}$$
 بالتعويض عن ذلك في المعادلة الأولى فإن:

$$\frac{70}{m}$$
 + $m=1$  وبحل هذه المعادلة من الدرجة الثانية فإن:

$$0 = 0 = 0$$
 ان س = ص = ٥ = ١٠ ان س = ص = ٥.



مثال (۲۳):

أوجد الوسط الحسابي، والهندسي والتموافقي الآتيـة: ٣٢، ٣٥، ٣٦، ٣٧، ٣٩، ٤١، ٤٤ ووضح العلاقة سَ ≥ الوسط الهندسي ≥ الوسط التوافقي. الحبل:

الوسط الحسابي لهذه الأرقام (
$$\overline{w} = \frac{1}{0} \sum_{i=1}^{\infty} w_{i}$$
)

$$TV_0V = (\xi T + \xi 1 + TQ + TV + TQ + TQ + TY) \frac{1}{V} = \frac{1}{V}$$

أما الوسط الهندسي فهو = 
$$\operatorname{le}\left(\frac{1}{\dot{v}}\sum_{y=1}^{\dot{v}}\operatorname{le} w_y\right)$$

$$= le\left(\frac{Yo, Yo}{V}\right) = 13, YT$$

وأخيراً فإن الوسط التوافقي هو:

$$\frac{1}{1 + \dots + \frac{1}{m_{\gamma}} + \dots + \frac{1}{m_{0}}} + \dots + \frac{1}{m_{0}}$$

$$TV, Yo = \frac{V}{\frac{1}{\xi T} + ... + \frac{1}{TO} + \frac{1}{TY}} =$$

وواضح أن:

TV.0V2TV, £12TV, Y0

 $\overline{n} \ge 1$  أي أن الوسط التوافقي  $1 \le 1$  الوسط الهندسي





# تمارين

احسب الوسط الحسابي والوسيط والمنوال للبيانات الآتية ١٠، ١٢، ٥،
 ٢، ٥، ٧، ٨.

٢. أوجد كل من الوسيط والربيع الثالث بيانياً لمجموعة البيانات الآتية:

19-11	<b>4-4-</b>	79-7.	19-1.	الدرجات	
١.	١٢	11	٧	عدد الطلاب	

٣. أو جد الوسط الحسابي والمنوال وكذلك الوسط الهندسي للبيانات الآتية:

· · · · ·		-		<u>پ</u>	• • •
10-17	17-11	١٠-٨	٧-٥	الأوزان	
۲	٣	1.	٥	عدد الأطفال	

٤. إذا كان هناك شركة تنتج الملابس الجاهزة للرجال والسيدات. وكان نسبة الربح من المبيعات هو ١٥٪ فإذا كانت نسبة الربح من بيع ملابس الرجال هي ٨٪ وكان ملابس السيدات تشكل نسبة ٥٠٪ من المبيعات فما هي نسبة الربح من ملابس السيدات.

٥. أوجد الربيع الثالث والعشير الرابع والمثين التسعون للقيم الآتية:

۳۰,0-۲۷,0	77,0-78,0	78,0-71,0	11,0-11,0	11,0-10,0	الأوزان
7 £	77	۳.	77	٨	عدد الأطفال

 ٦. إذا كان لدينا مصنع ما ينتج ثلاثة أنواع من الملابس وكان عدد الأنواع الثلاث هي ٢٥، ٤٥، ٣٠ ومتوسط كل نوع هـو ٥، ٣,٢٥، ٥، ٤ على الترتيب فما هو المتوسط المشترك لهذه الأنواع الثلاث.





- ٧. إذا كانت القيم  $w_1$ ،  $w_2$  قيم غير سالبة فبرهن أن  $\overline{w} \ge 1$  الوسط الهندسي وهل بمكنك تعميم ذلك لعدد ن من القيم الموجبة.
- ٨. أوجد الوسط الحسابي للبيانات ٥٣، ٧٣، ٩٣، ٩٠، ١٥٣ ، ٢٩ معلومة الوسط الحسابي لبيانات أخرى هي ٥، ٧، ٩، ١٠، ١٥ (لاحظ أن ص= 100 + 10).
- ٩. اكتب قيمة كل من ب، جالتي تحقق العلاقة التجريبية في حالة التواء التوزيع التواء بسيطاً:

الوسط - المنوال = ﴿ (الوسط - الوسيط).

المنوال = الوسط - ب (الوسط - الوسيط).

١٠. أكمل الفراغ فيما يلي:

 أ) من مقاييس النزعة المركزية التي يسهل التعامل معها جبرياً هو.....

جـ) يقع ...... بين الوسط الحسابي والوسط التوافقي.

د) تــستخدم الجــداول التكراريــة المتجمعــة في حــساب كــل مــن ............

هــ) المنوال هو القيمة.....

و) الوســط الهندســي لمجموعــة مــن القــيم تحــوي بيــنهم القيمــة صــفر يساوي......



المامة (√) أمام العبارة الصحيحة وعلامة (×) أمام العبارة الخاطئة في الجمل الآتية:

أ) تتأثر قيمة الوسيط أكثر بالقيم المتطرفة عن الوسط الحسابي.

ب) الوسط الحسابي يكون دائماً هو أفضل مقاييس النزعة المركزية.

ج) يقع الوسط الهندسي بين الوسط الحسابي والوسط التوافقي.

د) يستخدم الوسط الهندسي في حساب المعدل للأرقام القياسية.

هـ) لأي توزيع تكراري يمكننا استخدام العلاقة التجريبية.

الوسط - المنوال = ٣ (الوسط - الوسيط)

و) الربيع الأول هو القيمة التي تسبقه ٥٠٪ من البيانات.

ي) المنوال هو قيمة تتكرر كثيراً بين القيم.

١٢. أوجد العشير الثالث والربيع الأول وكذلك المئين العشرون لمجموعة
 السانات الآتة:

T+,0-TV,0	YV,0-YE,0	71,0-71,0	Y1,0-1A,0	14,0-10,0	الأوزان
7 £	77	۳۰	77	٨	عدد الأطفال

١٢. احسب الوسط التوافقي للقيم ٨، ٧، ١٣، ١١، ١٢، ١٠.

١٤. أوجد قيمة جـ التي تجعل قيمة الوسط الحسابي ٢٧, ٤٥ للبيانات الآتية:

77-AF PF-14 YV-3V			الأوزان ٢٠-٦٢ ١٣-٥٦				
٨	۲۷	جـ	۱۸	٥	عدد الأطفال		





١٥. أوجد الوسيط والمنوال للبيانات في التمرين السابق.

 ١٦. أوجد الربيع الأول وكذلك العشير الثالث والمـئين العاشـر للبيانـات في التمرين السابق بيانياً.

۱۷. أوجـــد الوســط الحــسابي للبيانــات ۲، ۲، ۳، ....، ن والــتي تحــدث بتكــرارات هــي (٥٥)، (٣٥)، (٣٠)، .... ، (ن٥) حيــث (ي٥) هــي دالــة التوافيق المعروفة.



المعاينة وتوزيعات المعاينة



# الفصل الثاني المعاينة وتوزيعات المعاينة

#### مقدمة:

لن نعمد في هذا الفصل إلى بحث كامل لنظرية المعاينة، بل سنقتصر على ما هو لازم وضروري لدراسة نظرية التقدير. لذا سنتعرض فقط للحالات التي توافق نموذجاً لملاحظات متكررة ومستقلة على متغير عشوائي حقيقي ع، ونقدم بعض المفاهيم الأساسية في نظرية المعاينة كالاستدلال الإحصائي، العينة العشوائية، التوزيع التجريبي، عزوم العينة، الإحصاءات المرتبة... الخ، ومن شم نبحث في توزيعات المعاينة لبعض الصيغ الخطية والتربيعية في متغيرات العينة، بالإضافة إلى دراسة موجزة للإحصاءات المرتبة وتوزيعاتها الاحتمالية، حيث إن هذه الأخيرة مهمة جداً عند دراسة الاستدلال الإحصائي اللامعلمي، وأخيراً، دراسة تقارب بعض عميزات العينة وتوزيعات المعاينة في حالة عينات كبيرة.

# الاستدلال الإحصائي: Statistical Inference

يعزى دائماً تقدم العلوم للتجريب، وإذا أنجز الباحث تجربة وتحصل على بعض المعلومات وبناءً على هذه المعلومات توصل إلى نتائج معينة، وهذه النتائج عادة تتجاوز مواد وعمليات التجربة الخاصة.





وبعبارة أخرى، يستطيع الباحث التعميم من التجربة الخاصة إلى صف كل التجارب المشابهة.

يدعى هذا النوع من التمديد من الخاص إلى العام ب الاستدلال الاستقرائي inductive inference، ويعتبر إحدى طرق الوصول إلى معرفة جديدة.

لا تعطى طريقة الاستدلال الاستقرائي تعميمات مؤكدة، لكن يمكن قياس درجة الشك (أو درجة الثقة) بتلك التعميمات فيما إذا أنجرت التجربة وفق مبادئ معينة. وإحدى مهام الإحصاء تتمثل في تقديم الأساليب لإجراءات استدلالات استقرائية وقياس درجة الثقة في كل استدلال وذلك بعبارة احتمالية.

وتجدر الإشارة هنا إلى نوع آخر من الاستدلال، الـذي يـدعى الاسـتدلال الاسـتنتاجي في نتوصل إليها الاسـتنتاجي في نتوصل إليها بواسـطة الاسـتدلال الاسـتقرائي احتمالية، إلا أن النتـائج الـتي نتوصـل إليها بواسطة الاستدلال الاستنتاجي قطعية (مؤكدة).

ولإيضاح الاستدلال الاستنتاجي، لنفترض لدينا العبارتين الآتيتين:

١. إحدى الزوايا الداخلية في كل مثلث قائم تساوى ٩٠ درجة.

٧. المثلث أ قائم. إذا قبلنا بالعبارتين السابقتين فنصل قطعاً إلى النتيجة:

٣. إحدى الزوايا الداخلية في المثلث أتساوى ٩٠ درجة.





تدعى العبارة (١) بالمقدمة الكبرى، والعبارة (٢) بالمقدمة الصغرى، بينمــا العبارة (٣) فتدعى بالنتيجة.

نلاحظ أن طريقة الاستدلال الاستنتاجي هي الانتقال من العام إلى الخاص أي عكس الاستدلال الاستقرائي، بالإضافة إلى أنها تعطى نتائج مؤكدة.

بالرغم من أن الاستدلال الاستنتاجي مهم جداً، وخاصة في الرياضيات، للوصول إلى معارف جديدة، إلا أن الكثير من المعارف الجديدة في مختلف الميادين يتم الوصول إليها باتباع طريقة الاستدلال الاستقرائي.

لنوضح الآن الاستدلال الاستقرائي بمثال بسيط. لنفترض لدينا صندوق تخزين يحتوي على ١٠ مليون بذرة ورد، ونعلم أن كل بذرة تنتج وردة بيضاء أو حمراء. فيما لو زرعت. ونريد معرفة ما يلي: - كم عدد (أونسية) البذور ضمن الـ ١٥ مليون بذرة التي ستنتج ورود بيضاء؟ الطريقة الوحيدة التي تمكننا الإجابة على هذا السؤال وبدقة تامة هي زراعة كل البذور الـ ١٠ مليون وملاحظة عدد الورود البيضاء.

لكن هذه الطريقة غير عملية لأننا نريد بيع البذور، وحتى إذا لم نرد بيع البذور، فنرغب في الإجابة على هذا السؤال بأقل تكلفة وجهد محكنين وأحياناً في أسرع وقت. طبعاً، بدون زراعة كل البذور، ومن شم ملاحظة عدد الورود البيضاء لا يمكننا بشكل مؤكد معرفة عدد البذور في صندوق التخزين التي ستنتج بذوراً بيضاء.





الطريقة المنطقية الأخرى هي: نستطيع زراعـة جـزء مـن البـذور، وعلـى أساس ألوان الورود الناتجة نحصل على إفادة (تقدير) حول عـدد البـذور ضـمن الـ ١٠ مليون بذرة التي سوف تنتج وروداً بيضاء.

وهذه إجابة غير مؤكدة عن عدد البذور الـتي ستنتج وروداً بيـضاء، لكـن يمكن صياغة عبارة احتمالية (درجة الثقة) بالإجابة فيما إذا كان ذلك الجـزء مـن البذور مأخوذاً بطريقة معينة.

أي من معرفة ألوان جزء نعمم على الكل (١٠ مليون بذرة) وهذا التعميم غير مؤكد. وإذا كان هذا الجزء من الكل مأخوذ بطريقة علمية (محققة لشروط معينة، وهذا ما سنتطرق إليه لاحقاً)، فيمكننا قياس درجة الثقة في التعميم باستخدام نظرية الاحتمالات، وعندئذ يطلق على الاستدلال الاستقرائي بالاستدلال الإحصائي = statistical in ference.

يعالج الاستدلال الإحصائي مسألتين هامتين هما:

- ١. التقدير.
- ٢. اختبار الفرضيات.





# العينة العشوائية وتوزيعها Random Sample and its Distribution

ليكن ع متغيراً عشوائياً وحيد البعد (one – dimensional) دالــة توزيعــه ق(س) معرفة على ح (فئة الأعداد الحقيقية)، ولترمز لتوزيع ع بشكل عام بــ ل (ع) تعرف العينة العشوائية بججم ن مأخوذة من مجتمع دالة توزيعه ق(س) على أنها متغير عشوائى ذي ن بعد س = (س، ... ، سن) دالة توزيعه:

نلاحظ من هذا التعريف أن العناصر أو المركبات س،، ... ، س، للعينة العشوائية مستقلة ولكل منها نفس التوزيع، وهو توزيع المجتمع الذي سحبت منه، أي ق(س). ومن أجل الاختصار نقول عادة أن س عينة عشوائية بحجم ن ق(س) (أو من ل (ع))، وبملاحظة أن العينة بحجم ن من ق(س) عبارة عن مثال بسيط للعمليات العشوائية المنتهية، لذا تدعى أحياناً بالعينة العشوائية البسيطة (simple random sample) أو بالمعاينة العشوائية البسيطة (random sample) وفيما يلي حيث نذكر كلمة عينة نقصد بها عينة عشوائية.

إذا كان المتغير العشوائي ع من النوع المنقطع (المتقطع) دالـة احتمالـه ق(س)، فإن دالة احتمال ودالة توزيع العينة س.



للمركبة سي، ي = ١، ... ، ن

وإذا كان المتغير ع من النوع المستمر (المتصل)، فإن دالة كثافة ودالة توزيع العينة س.  $\bar{b}_{w}(m) = \bar{b}_{w}(m) = \prod_{v=1}^{n} \bar{b}_{v}(m)$  ق.  $\bar{b}_{w}(m) = \prod_{v=1}^{n} \bar{b}_{v}(m) = \prod_{v=1}^{n} \bar{b}_{v}(m) = \prod_{v=1}^{n} \bar{b}_{v}(m) = 0$ 

وهذا بناءً على مفهوم استقلال المتغيرات العشوائية في نظرية الاحتمالات.

بعد ملاحظة العينة  $m = (m_1, \dots, m_0)$ ، تكون القيم الفعلية لـ س،  $\dots$  ،  $m_0$  معلومة، أي لدينا عينة عشوائية مسحوبة فعلاً من المجتمع ق(س)، نرمز لها عادة بـ  $m = (m_1, \dots, m_0)$  وتدعى بالعينة العشوائية الملاحظة (المشكلة فعلاً).

ملاحظة: إن تعريفنا للمعاينة العشوائية يقتصر على المعاينة من مجتمع غير منتهي أو منتهي لكن السحب مع الإعادة، لأن المركبات سي، ي = ١، ... ، ن مستقلة.

# التوزيع التجريبي Experimental Distribution

إن مسألة استدلال التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي الملاحظ ع [توزيع المجتمع ل (ع)] أو بعض خصائصه، في حالة كون ل (ع) غير معلوم، تتطلب في حالات عدة تبويب المعطيات الإحصائية التي تقدمها عينة عشوائية ملاحظة س = (س، ، ... ، سن) من هذا المجتمع.

إذا كان المتغير العشوائي ع من النوع المنقطع وحجم العينة ن صغيراً، فنأخذ القيم المختلفة في العينة الملاحظة س ونرتبها تصاعدياً ومن ثـم نعـين





التكرارات النسبية الموافقة لها، فمثلاً، إذا كان القيم الملاحظة مي، ي = 1، ...، ن تشتمل على  $0 \le 0$  قيمة مختلفة ولنرمز لها ب مر، و = 1، ...،  $0 \le 0$  حيث مر  $0 \le 0$  وكانت  $0 \le 0$  وكانت  $0 \le 0$  وكانت  $0 \le 0$  وكانت  $0 \le 0$  التكرارات النسبية الموافقة لها، فتدعى فئة الثنائيات.

 $\{(q_c, \frac{\dot{v_c}}{\dot{v}}); c = 1, ..., b\}$ ، أي التوزيع التكراري النسبي لمعطيات العينة المشاهدة، بالتوزيع التجريبي للمتغير العشوائي الملاحظ ع الموافق للعينة  $m = (m_1, ..., m_0)$ ، حيث إن  $\sum_{i=1}^{n} \frac{\dot{v_c}}{\dot{v_c}} = 1$ .

وللتمييز نستخدم أحياناً مصطلح التوزيع النظري لـ ع للدلالة على التوزيع الاحتمالي لـه (توزيع المجتمع) ويتم عرض التوزيع التجريبي لـ ع جدولياً، كالجدول (١)

جدول (١): التوزيع التجربيم للمتغير العشوائي المنقطع ع

	٠.	~ -	- 4	<u></u>
عاد		۲۴	1	القيم الملاحظة المختلفة مر
<u>ن .</u>		<u>ن</u> ن	<u>ن</u> ن	التكرارات النسبية الموافقة <sup>ن</sup> ر

أما إذا كنا ندرس متغيراً عشوائياً مستمراً ع، أو كان منقطعاً لكن حجم العينة ن كبير، فإن تبويب المعطيات الإحصائية يتطلب تقسيم المدى  $c = m_{(0)} - m_{(1)}$  إلى ك من الفئات الجزئية غير المتقاطعة، وتبسط الحسابات إلى حد كبير إذا كانت الفئات متساوية المدى  $\frac{1}{16}$  هذا ما سوف تعتمده دوماً.





وبعد ثلب يتم حساب التكرارات النسبية الموافقة لتلك الفئات نر/ن. ونشير هنا إلى أن عدد الفئات ك اختياري وعادة لا يقل عن ٥ ولا يزيد عن ٢٠، ويعتمد هذا الاختيار على طبيعة الظاهرة أو الخاصة المدروسة، بحيث يمكن اعتبار عناصر الفئة متجانسة بالنسبة للصفة المدروسة ع، ونحصل بالنتيجة على التوزيع التجريي للمتغير العشوائي الملاحظ ع، كما هو ميين في الجدول (٢).

# جدول (٢): التوزيع التجريبي للمتغير العشوائي ع

-	~ -		Cart	·
(جـ ١-١) جـ ١٤]		(جـ١، جـ٢]	(جـه، جـ١]	الفئات (جر-١، جر]
ن4/ ن		ن٠/ن	ن/رن	التكرار النسبي نر/ن

حیث (جر۔۱، جر] الفئة رقم ر
$$= 1، ۲، ...$$
، ك و  $\sum_{i=1}^{b} \frac{\dot{v}_{i}}{\dot{v}} = 1$ 

يعتبر التكرار النسبي  $\dot{u}_0$  ن للحادث  $\dot{u}_0$  = ( + - - 1 ) متغيراً عشوائياً (لأنه يتغير بشكل عام من عينة ملحوظة لأخرى) بقيمة متوقعة تساوي احتمال هذا الحادث، أى أن:

$$e\left(\frac{\dot{U}_{c}}{\dot{U}}\right) = \Im\left(\div_{c,-} < \Im \le \div_{c}\right) = \Im\left(\psi_{c}\right) = \Im_{c} \qquad (1)$$

لأن المتغير العشوائي ص = ن, يتبع توزيع ذي الحدين ب (ن، حر)

وكما نعلم من قانون الأعداد الكبيرة [مبرهنة بيرنولي] أنه إذا كبررت التجربة المفروضة ن مرة تحت نفس الشروط، فإن التكرار النسبي لظهور الحادث برينتهى إلى احتمال هذا الحادث، وذلك عندما ن → ∞، أى أن:

وهذا يعني، بملاحظة الجـدولين (١) و (٢)، أن الـسطر الشاني في كليهمـا





# يحتوي على القيم التقديرية للاحتمالات حر؛ ر = ١، ٢، ... ، ك. أي أن: $\frac{\dot{}}{\dot{}}_{-}$ $\propto$ حر ؛ ر = ١، ... ، ك

# دالة التوزيع التجريبي Experimental Distribution function

لنفترض من أجل أي عـدد حقيقي س فـالمتغير عي معـرف علـى النحـو الآتي:

وعليه ع = تيعي متغير عشوائي پمثل عدد عناصر العينة الملاحظـة س = (س، ...، سن) الأصغر من س.

إذا رمزنا بـ قُ (س) $=\frac{3}{0}$ ، فتـدعى الدالـة قُ (س) بدالـة التوزيـع التجربيي لـ ع (experimental distribution function)، الموافقة للعينة الملاحظة س.

وللتمييز نسمي دالة التوزيع ق(س) للمتغير العشوائي ع بدالة التوزيع النظري (توزيع المجتمع) وفي حالات عدة حيث لا يوجد التباس نسقط المدليل ن، أي نرمز به ق\*(س) لدالة التوزيع التجريبي له ع.

## مثال (١):

إذا كان التوزيع التجريبي للمتغير العشوائي ع معطى بالجدول (٣)، فأوجد دالة التوزيع التجريبي ق\*(س).





جدول (٣): التوزيع التجريبي لـ ع.

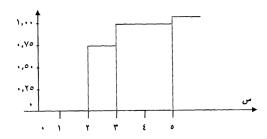
٥	٣	۲	القيم الملاحظة لـ U
٠,٠٥	٠,٢٠	۰٫۷۵	التكرار

من تعریف دالة التوزیع التجریبي  $\bar{v}_{o}(\omega) = \frac{3}{\dot{v}}$ ، نجد أن:

$$\begin{cases}
Y \ge \omega & \text{i.} \\
Y \ge \omega > Y & \text{i.} \\
Y \ge \omega & \text{i.} \\
Y \ge \omega$$

والتمثيل البياني لدالة التوزيع التجريبي  $\bar{v}_{o}(w)$  يبينه الشكل (١).

# شکل (۱)



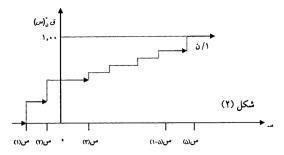




إذا كانت عناصر المتجه س غتلفة فإن دالة التوزيع التجريبي قي(س) تعطى كما يلي:

وهذا يعني، في هذه الحالة، أن قيم القفزات متساوية وتساوي ١/ن.

والتمثيل البياني لـ قَنْ (س) يأخذ الشكل (٢).



وفي الحالة العامة يمكن كتابة دالة التوزيع التجربيي قي(س) على النحو الآتي:





حيث هـ (س) ما هي إلا دالة الواحدية للقفزات (دالة خوفسيد):

$$\begin{pmatrix}
\cdot \geq \omega & \vdots & \cdot \\
\cdot \leq \omega & \vdots & 
\end{pmatrix} = (\omega).$$

وفي العلاقة (٣) يبدو بوضوح ارتباط  $\bar{v}$  (س) بالعينة س.

إن لدالة التوزيع التجربيي دوراً هاماً وأساسياً في الإحصاء الرياضي، وتكمن أهميتها الخاصة بأنه ازدياد عدد الملاحظات للمتغير العشوائي ع تقـترب دالة التوزيع النظري ق(س). وهذا ما سنراه لاحقاً.

# التمثيل البياني للتوزيعات التجريبية

فلاحظ مما سبق أن التوزيع التجريبي يعتبر طريقة مفيدة لتمثيل المعطيات الإحصائية (معطيات العينة الملاحظة) والتي تمكننا من استدلال بعض النتائج عن التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي الملاحظ ع عندما يكون مجهولاً بشكل كامل أو جزئي.

هذا وتوجد طرق أخرى لتمثيل المعطيات الإحصائية، وإحدى هذه الطرق تتمثل في بناء المدرج والمضلع للتوزيع التجريبي لـ ع.

ويستخدم مضلع التوزيع التجربي عندما يكون المتغير العشوائي الملاحظ ع مستمراً أو منقطعاً، أما مدرج التوزيع التجربيي فيقتصر استخدامه على حالـة



كون المتغير العشوائي الملاحظ ع مستمراً، أو أن العينة العشوائية س ذات حجم كبير (المعطيات الإحصائية مبوية حسب الفئات).

لنوضح كيفية بناء مدرج ومضلع توزيع تجريبي لمتغير عشواثي ع من خلال المثال التالى:

## مثال (٢):

لتكن لدينا نتائج دراسة متانة ٢٠٠ نموذج من البيتـون المسلح، كمـا هـي واردة في الجدول التالي:

جدول (٤)

مجال المتانة (ميجا باسكال)	التكرار النسبي <u>ن ر</u>
719	٠,٠٥
71-7.	٠,١٣
77-77	٠,٢٨
74-44	٠,٣٢
71-37	٠,١٥
70-78	۰٬۰۷

المطلوب بناء مدرج ومضلع التوزيع التجريبي المعطى.

لبناء المدرج التكراري لهذا التوزيع التجريبي نرسم محورين متعامدين، يمثل المحور الأفقي الفترات الجزئية والمحور الشاقولي التكرارات النسبية.

ثم نحدد الفترات الجزئية للقيم الملاحظة والتكرارات النسبية الموافقة على الحول الأفقي والشاقولي على الترتيب، وبعد ذلك نقيم مستطيلات على تلك

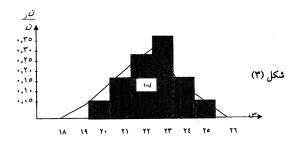




الفترات الجزئية بارتفاعات تساوي التكرارات الموافقة، فنحـصل بالنتيجـة علـى المدرج التكراري المبين بالشكل (٣).

لرسم مسضلع التوزيع التجريبي، نحدد منتصفات الأضلاع العليا للمستطيلات المبينة على الشكل (٣) ثم نصل على الترتيب بخطوط مستقيمة فنحصل على المطلوب.

ولإغلاق المضلع نضيف فئة ميل الفئة الأولى وأخرى بعـــد الفئــة الأخــيرة بحيث يكون التكرار النسبي لكل منها صفراً، فنحصل علــى المــضلع المــبين علــى الشكل (٣).



يستخدم مدرج ومضلع التوزيع التجريبي لاستدلال نوع نموذج التوزيع لـ غ. فمثلاً، النموذج المبين على الشكل (٣) يذكرنا بالنموذج الطبيعي العام، لهذا يكن افتراض أن نوع توزيع المتغير العشوائي الملاحظ عُ هو طبيعي، هكذا، يمكن اعتبار الشكل البياني للتوزيع التجريبي لمتغير عشوائي عُ كمناظر إحصائي لشكل التوزيع النظري له.





# الإحصاء وعزوم العينة Statistic and Sample Moment

إن تشكيل العينة العشوائية ليس هدفاً بحد ذاته، بل الهدف هو الوصول إلى استدلالات و تكون حول استدلالات قد تكون حول توزيع المجتمع الذي سحبت منه، وهذه الاستدلالات قد تكون حول توزيع المجتمع أو حول بعض أو كل مميزاته العددية (معالمه).

لهمذا في نظرية المعاينة لا نكتفي بمعرفة التوزيع التجريبي أو التوزيع الاحتمالي للعينة العشوائية، بل نهتم بمعرفة دالة أو أكثر في المتغيرات العسوائية المكونة للعينة، حيث تستخدم للقيام باستدلالات حول معالم المجتمع. ومن أهم للك الدوال ما تدعى بعزوم العينة (Sample moments) سنعرف أولاً الإحصاء أو الإحصاءة (statistic).

#### تعريف: الإحصاء Statistic

إذا كانت  $m = (m_1, \dots, m_6)$  عينة عشوائية من التوزيع ل (ع)، فإن أي دالة في العينة فقط m = m (س) تدعى أحصاء.

نلاحظ من هذا التعريف أن الإحصاء ت = ت (س) لا يحتوي على أي معلمة مجهولة، كما أنه يعتبر متغيراً عشوائياً لأن قيمته، بشكل عام، تتغير من عينة ملاحظة لأخرى، وبالتالي له توزيع احتمالي يدعى بتوزيع المعاينة (sampling distribution) للإحصاء ت.

فمثلاً، إذا كانت س = (س،، ... ، سن) عينة عشوائية من التوزيع لرُغ)  $\in (0,0]$  عينة (0,0] عيث (0,0] معلمـتين مجهـولتين، فإن الدالـة س، (0,0]





وكذلك الدالة بن معلمة مجهولة)، لكن: با, يحويان معلمة مجهولة)، لكن:

إحدى المسائل الأساسية في الإحصاء هي إيجاد الإحصاءات المناسبة لتقدير معالم المجتمع.

سنتعرف فيما يلي ونناقش بعض الإحصاءات العامة وهي عزوم العينة.

## تمريف: عزوم العينة Sample moments

لتكن س =  $(m_1, ..., m_6)$  عينة عشوائية من توزيع المتغير العشوائي الملاحظ غ ولنرمز له بـ ق(m)، عندئذ فالعزم الابتدائي (حول •) للعينة m من المرتبة m ر نرمز له بـ m m = m وعرف كالآتي:

وكحالة خاصة، عندما ر= ١، نحصل على متوسط العينة، ويرمز له عـادة  $\overline{u}$  او  $\overline{u}$  ، أي ان:

$$|_{c}(\omega)|^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\omega} \sum_{v=1}^{\infty} \omega_{v} \qquad (Y)$$

وبشكل مشابه، العزم المركزي (حول  $\overline{w}$ ) للعينة من المرتبة ر، نرمز لـه بـــ مر(س)، ويعرف كالآتي:





$$\gamma_{c}(\omega) = \frac{1}{U} \sum_{i=1}^{L} \left( \omega_{i} - \overline{\omega} \right)^{c} \qquad ; \qquad c = 1, 7, \dots (7)$$

وكحالة خاصة، عندما ر = ٢، نحصل على تباين العينة، ويرمز له عادة بـــ

$$A_{\gamma}(\omega) = \bigcup_{\tau} \frac{1}{\omega} \sum_{ij=\ell}^{\omega} (\omega_{ij} - \overline{\omega_{ij}})^{\gamma} \dots (3)$$

وكما نعلم من نظرية الاحتمالات، إذا رمزنا بـ  $lpha_{
m c}$  و  $m M_{
m c}$  للعزم الابتدائي والمركزي من المرتبة ر للمتغير العشوائي غ (العزوم النظرية) على الترتيب، فإن:

$$\alpha_c = e^{3c}$$
  $\alpha$ 

(6) .......
$$\alpha = M$$
, ......  $\alpha = M$ ,  $\alpha = 1$ ,  $\alpha$ 

وأن هناك علاقة بينهما وهي:

$$(1) \qquad \qquad (1) \qquad \alpha M = \int_{-\omega} (1-1) \int_{-\omega} = \int_{-\omega} M$$

وأن العلاقة (٦) موجودة أيضاً بـين العـزوم الابتدائيـة والعـزوم المركزيـة للعينة:

$$M_{c} = \sum_{i=1}^{c} (-i)^{b} \neq_{c}^{i} \stackrel{\cdots}{=}^{i} \left\{ _{c-i} : \neq_{c}^{i} = \frac{c}{i!} \frac{(c-i)!}{(c-i)!} \dots (V) \right\}$$

وبإعطاء ر = ٢، ٣، ٤ نجد: ل ٢ = ١٩ - س٢، م ، = ١٩ - سرم ، ٢٠ سرم ، ٢٠ سرم

$$q_{1} = q_{1} - 3\overline{w}q_{1} + rq_{y}\overline{w}^{2} - \overline{w}^{2}$$





### متوسط وتباين متوسط العينة

#### Mean and Variance of Sample Mean

نفترض س =  $(m_1, ..., m_6)$  عينة عشوائية من توزيع ق(m) بمتوسط  $^{\text{Y}}$  وتباين  $^{\text{Y}}$  ، ونريد تعيين القيمة المتوقعة والتباين لمتوسط العينة  $\overline{m}$  .

لدينا حسب التعريف (العلاقة (٢)):

$$\overline{\omega} = \frac{t}{0} \sum_{i,j=1}^{0} \omega_{i,j} = \frac{t}{0} \left( \omega_{i,j} + ... + \omega_{i,j} \right)$$

وبأخذ القيمة المتوقعة للطرفين، نجد:

$$(\underline{v} = \frac{1}{\dot{v}} (\underline{v} + ... + \underline{w}_{\dot{v}})$$

لكن س،، ... ، سن متغيرات عشوائية مستقلة ولكل منها التوزيع ق(س)، إذن:

$$M = e \omega_{i} = \dots = e \omega_{i} = M$$

وبالتالي:

ایجاد تباین <del>س</del>:

$$^{\prime}$$
 با أن تباين  $\overline{w} = e(\overline{w} - e\overline{w})^{\prime} = e(\overline{w} - \overline{w})^{\prime}$ 

$$e^{-M} = \frac{1}{\dot{\upsilon}} \sum_{\nu=1}^{\dot{\upsilon}} (\omega_{\nu} - \mu)$$

فإن تباین 
$$\overline{\psi} = e \left[ \frac{i}{\dot{v}} \sum_{\nu=1}^{\dot{v}} (w_{\nu} - M) \right]^{\nu}$$



$$=\frac{1}{\dot{\upsilon}^{T}}\sum_{y=1}^{\dot{\upsilon}}e\left(\omega_{y}-M\right)^{T}+\frac{1}{\dot{\upsilon}^{T}}\sum_{y\neq c}e\left[\left(\omega_{y}-M\right)\left(\omega_{c}-M\right)\right]$$

لكن حسب تعريف العينة العشوائية، فالمتغيرات سي؛ ي = ١، ٢،...، ن ولها نفس التوزيع، إذن:

$$\upsilon : \dots : 1 = \varsigma : {}^{\mathsf{Y}} \sigma = {}^{\mathsf{Y}} (\mathsf{M} - \iota \omega)$$

وبالتعويض في (٢)، نجد:

$$\frac{\sigma}{i}$$
تباین  $\overline{w} = \overline{w} = \overline{w}$ 

#### متوسط وتباين تباين العينة

#### Mean and variance of sample variance

لنتأمل الآن تباين العينة، المعرف بالعلاقة (٤):

$$\begin{split} & \wedge^{\gamma} = \frac{f}{\dot{U}} \sum_{\nu=1}^{L} \left( \omega_{\nu_{\nu}} - \overline{\omega_{\nu}} \right)^{\gamma} & = \frac{f}{\dot{U}} \sum_{\nu=1}^{L} \left[ \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) \frac{f}{\dot{U}} \sum_{\nu=1}^{L} \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) \right]^{\gamma} \\ & = \frac{f}{\dot{U}} \sum_{\nu=1}^{L} \left\{ \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) \right.^{\gamma} - \frac{\gamma}{\dot{U}} \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) \sum_{\nu=1}^{L} \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) + \frac{f}{\dot{U}} \cdot \left[ \sum_{\nu=1}^{L} \left( \omega_{\nu_{\nu}} - M \right) \right]^{\gamma} \right\} \end{split}$$

$$= \frac{r}{\omega} \sum_{\nu=1}^{\omega} \left(\nu_{\nu} \ _{\nu} - M\right)^{-\gamma} - \frac{\gamma}{\dot{\upsilon}} \left[ \sum_{\nu=1}^{\omega} \left(\nu_{\nu} \ _{\nu} - M\right) \right]^{\gamma} + \frac{r}{\dot{\upsilon}} \left[ \sum_{\nu=1}^{\omega} \left(\nu_{\nu} \ _{\nu} - M\right)^{-\gamma} \right]$$



$$=\frac{1}{C}\sum_{\nu=1}^{C}\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)^{-\gamma}-\frac{1}{C}\left[\sum_{\nu=1}^{C}\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)\right]^{\gamma}$$

$$=\frac{1}{C}\sum_{\nu=1}^{C}\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)^{-\gamma}-\frac{1}{C}\left[\sum_{\nu=1}^{C}\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)^{-\gamma}+\sum_{\nu=1}^{C}\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)\left(\omega_{\nu_{\nu}}-M\right)\right]$$

$$= \frac{\dot{\upsilon} - t}{\dot{\upsilon}} \sum_{i} (\omega_{\upsilon_{i}} - M)^{-i} - \frac{t}{\dot{\upsilon}} \sum_{i} (\omega_{\upsilon_{i}} - M) (\omega_{\upsilon_{i}} - M)$$

بأخذ القيمة المتوقعة والاستفادة من (٣)، نجد:

$$(1) \qquad \qquad \tau \sigma \frac{1 - \dot{\upsilon} - \dot{\tau}}{\dot{\upsilon}} = \tau \dot{\tau}$$

إيجاد تباين م':

کما نعلم: تباین م
$$^{1} = 0$$
 وم $^{1} - (0$ 

ولحساب وم نضع صي = سي M - M في عبارة م ثم نربعها، فنجد:

$$a^{7} = \frac{\dot{\upsilon} - f}{\dot{\upsilon}^{7}} \sum_{y=1}^{\dot{\upsilon}} \omega_{y}^{7} - \frac{f}{\dot{\upsilon}^{7}} \sum_{y \neq \chi}^{\dot{\upsilon}} \omega_{y} \omega_{\chi}$$

$$a^{+} = \frac{(\dot{\upsilon} - \dot{\iota})^{+}}{\dot{\upsilon}^{+}} \left( \sum_{y=1}^{\dot{\upsilon}} \alpha_{v} \bigvee_{y}^{\gamma} \right)^{-\gamma} + \frac{\dot{\iota}}{\dot{\upsilon}^{+}} \left( \sum_{y=1}^{\dot{\upsilon}} \alpha_{v} \wp_{v} \alpha_{\varepsilon} \right)^{-\gamma} - \frac{\gamma(\dot{\upsilon} - \dot{\iota})^{+}}{\dot{\upsilon}^{+}} \sum_{y=1}^{\dot{\upsilon}} \alpha_{v} \bigvee_{y, k_{v}} \alpha_{v} \wp_{v} \alpha_{\varepsilon}$$

$$e_{\lambda} i \text{ it } e_{\alpha} \wp_{v} = e_{\alpha} \wp_{v} - M = \bullet$$

فبأخذ توقع م<sup>؛</sup> نجد:

$$e_{A}^{1} = \frac{(\dot{b} - \dot{l})^{\frac{1}{2}}}{\dot{b}^{\frac{1}{2}}} \sum_{ij=1}^{6} \omega_{ij}^{\frac{1}{2}} e_{ij}^{\frac{1}{2}} + \frac{(\dot{b} - \dot{l})^{\frac{1}{2}}}{\dot{b}^{\frac{1}{2}}} \sum_{ij\neq i}^{6} e_{ij}^{\frac{1}{2}} e_{ij}^{\frac{1}{2}} + \frac{1}{\dot{b}^{\frac{1}{2}}} \sum_{ij\neq i}^{6} e_{ij}^{\frac{1}{2}} e_{ij}^{\frac{$$



$$=\frac{(\dot{\upsilon}-\dot{\iota})^{\frac{1}{2}}}{\dot{\upsilon}}M_{1}+\frac{(\dot{\upsilon}-\dot{\iota})^{\frac{1}{2}}+\dot{\iota}}{\dot{\upsilon}}(\dot{\upsilon}-\dot{\iota})}$$

وبالتالي: تباين م<sup>؛</sup> = وم<sup>؛</sup> – (وم<sup>٢</sup>)

$$=\frac{(\dot{\upsilon}-1)^{\frac{1}{2}}}{\dot{\upsilon}}M_{1}+\frac{(\dot{\upsilon}-1)^{\frac{1}{2}}+\frac{1}{2}}{\dot{\upsilon}}(\dot{\upsilon}-1)M_{1}^{\frac{1}{2}}-\frac{(\dot{\upsilon}-1)^{\frac{1}{2}}}{\dot{\upsilon}}M_{1}^{\frac{1}{2}}.$$
 (Y)

$$^{\mathsf{r}}\sigma = {_{\mathsf{r}}}\mathbf{M}^{\mathsf{f}}\left({_{\mathsf{r}}^{\mathsf{r}}}\mathbf{M}\frac{{_{\mathsf{r}}^{\mathsf{r}}}-\dot{\upsilon}}{1-\dot{\upsilon}}-{_{\mathsf{t}}}\mathbf{M}\right)\frac{{_{\mathsf{r}}^{\mathsf{r}}}\left(1-\dot{\upsilon}\right)}{{_{\mathsf{r}}^{\mathsf{r}}}\dot{\upsilon}} =$$

يمكن تلخيص ما سبق على النحو الآتي:

$$\frac{\dot{\sigma}}{\dot{\sigma}} = \overline{\dot{\omega}}$$
 تباین  $m = \overline{\dot{\omega}}$ 

بالإضافة إلى ذلك، إذا كان العزم المركزي من المرتبة الرابعة لتوزيع المجتمع منتهي، عندتذر تباين العينة م<sup>٧</sup> له متوسط وتباين هما:

$$({}^{\iota}\sigma\frac{{}^{r}-\dot{\upsilon}}{{}^{1}-\dot{\upsilon}}-{}_{\iota}M)\frac{{}^{r}(1-\dot{\upsilon})}{{}^{r}\dot{\upsilon}}={}^{r}\sigma$$
تباین م

ملاحظة: يستخدم عادة في التطبيقات الإحصائية تباين العينة المعدل م\*١٠.

$$(7) \qquad \qquad (\omega)^{r} = (\omega)^{r}$$





## وبالتالي:

$$e_{\sigma} = e_{\tau} \left( \frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} - 1} \sigma^{\tau} \right) = \frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} - 1} e_{\sigma} \sigma^{\tau} = \sigma^{\tau}. \tag{3}$$

تباین م
$$^{\bullet}$$
 = تباین  $(\frac{\dot{\omega}}{1-\dot{\omega}})$   $=(\frac{\dot{\omega}}{1-\dot{\omega}})$  تباین م $^{\bullet}$ 

$$.({}^{r}\sigma\frac{r-\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}-,M)\frac{1}{\dot{\upsilon}}$$

ومبرر استخدام م\*` في التطبيقات الإحصائية هــو أن وم\*` =  $\sigma$ '، وهذا يعني م\*` مقـدُر غير متحيز للتباين، وتجاوزاً يـدعى م\*` بتباين العينة س = ( $\omega$ , . . . ،  $\omega$ )

### \* توزيعات الماينة لجموع ومتوسط عينة

### Sampling Distributions of sample Sun and Mean

سنحتاج في موضوعات قادمة لمعرفة توزيع مجموع ومتوسط عينة عشوائية، ولإيجاد ذلك هناك طريقتان سنتطرق إلها في الفقرتين التاليتين.

### طريقة التكرار:

لدراسة طريقة التكرار لإيجاد توزيع مجموع ومتوسط عينة، وللتبسيط نفترض أولاً أن العينة بحجم ن = ٢، إذا رمزنا بـ ج $\gamma(\overset{\sim}{3})$  لدالـة توزيع الجموع  $\overset{\sim}{3} = m_1 + m_7$ ، فإن:

$$((v_1) = (v_1 + v_2 + 3) = (v_1) = (v_2) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_2) = (v_1) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_1) = (v_1) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = (v_1) = (v_1) = (v_1) = (v_1) = (v_2) = (v_1) = ($$





حیث إن د =  $\{(m_1, m_7) \in \neg^7 : m_1 + m_7 < 3\}$ ، و کمسا أن س<sub>1</sub>، سرم متغیرین عشوائیین مستقلین، یمکننا کتابة:

$$= \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_$$

$$=\int_{-\infty}^{\infty} \dot{\mathfrak{b}}(g-\omega_{0}) L(\omega_{0}) = 0$$

ويمكن تعميم ذلك على مجموع عينة حجمها ن>٢ فنجد:

وإذا رمزنا بـ مر $(\overline{\omega})$  لدائة توزيع متوسط العينة  $\overline{\omega}$ ، فإن: مر $(\overline{\omega}) = \gamma_0((\overline{\omega})$ 

مبرهنة: إذا كانت  $m = (m_1, ..., m_7)$  عينة عشوائية من توزيع ق $(m_1, \Theta)$ ، وكانت  $\Phi(\pi)$  الدالة الميزة للتوزيع ق $(m_1, \Theta)$ ، فإن الدالة الميزة لجموع العينة  $\check{A} = m_1 + ... + m_{10}$ :

(Y) ......
$${}^{\sigma}[(\Theta^{\sharp}\dot{\omega})\varphi] = (\Theta^{\sharp}\dot{\omega})_{\varepsilon}\varphi$$

والدالة المميزة لمتوسط العينة س:

مبرهنة: بفرض س = (س،، ... ، سن) عينة عشوائية من توزيع ق(س؛  $\Phi$ ) دالته الميزة  $\Phi$ (ت،  $\Theta$ ). عندئذ إذا كان:





 $(_{\Theta} \dot{\varphi})_{f} \varphi = (\dot{\varphi})_{g} (\dot{\varphi})_{g}$ 

فإن توزيع مجموع العينة  $\check{U}$  ومتوسط العينة  $\overline{u}$  هـو مـن الـشكل ق $(\check{U})$ ؛  $\check{v}$  و ق $(\check{v},\check{u})$  على الترتيب.

مبرهنة: إذا كان العزم الابتدائي من المرتبة ر للمتغير العشوائي Ŭ موجوداً، فإن:

$$\{(\dot{\omega}) = 1 + \sum_{i=1}^{c} \frac{(\dot{\omega}\dot{\omega})^{\dot{\omega}}}{\dot{\omega}_{i}} \alpha_{b} + (\cdot)(\dot{\omega}^{c})$$

حيث إن:

توزيعات المعاينة لمجموع ومتوسط عينة في بعض الحالات الخاصة

يمكننا الآن باستخدام الدالـة المميـزة وبعـض خواصـها الأساسـية معرفـة توزيع المعاينة لجموع ومتوسـط عينـة في بعـض الحـالات الخاصـة والهامـة، الــتي سنحتاجها في فصول لاحقة.

$$\left[\overset{\omega}{\smile} A\Theta + (\Theta - 1)\right] = \left(\overset{\omega}{\smile}\right)\varphi$$

وحسب المبرهنة (٣) [العلاقة (٧)]، فإن الدالة المميزة لـ ع $=\sum_{i=1}^{n} w_{i}$ :





*ن*]=(ت)=((1− ⊕)+ هد <sup>میت</sup>]

وهذه ما هي إلا الدالة المميزة للتوزيع ب(ن، ⊕)، أي أن توزيع غٌ هو ب(ن، ⊕).

وحسب المبرهنة (٣) [العلاقة (٨)] فالدالة المميزة لـ س هي:

وهذه أيضاً الدالة المميزة لنموذج ذي الحدين ب(ن،  $\Theta$ )، أي أن توزيع المعاينة لـ  $\overline{\omega}$  هو توزيع ذي الحدين ب(ن،  $\Theta$ ).

۲- إذا كانت س =  $(m_1, \dots, m_6)$  عينة عشوائية من توزيع بواسون  $\Pi_{(6\Theta)}$ .

إن الدالة المميزة للنموذج:

 $\Pi_{(\Theta)}$  هي:  $\varphi$ (ث $^{\circ}$ ون $^{\circ}$ ) هي:

ومنها حسب المبرهنة (٣) [العلاقة (٧)] فالدالة المميزة لـ تُح هي:

$$(11) \qquad \qquad (9:\vec{a})_{p} \varphi$$

وهذه ما هي إلا الدالة المميزة لنموذج بواسون  $\Pi_{(\Theta)}$ ، ومـن ثـم توزيع المعاينة لـ  $\overline{w}$  هو أيضاً نموذج بواسون بمتوسط ن $\Theta$ .

٣- إذا كانت س = (س،، ... ، س،) عينة عشوائية من نموذج طبيعي عام





 $\dot{\upsilon}^{(t)}(\Theta, \cdot \Theta)$ ، فــاِن توزيــع المعاينــة لـــ  $\dot{\sigma} = \sum_{i}^{\infty} \sigma_{i}$  هــو  $\dot{\upsilon}(\Theta, \cdot \Theta)$ , وتوزيم المعاينة لــ  $\overline{\upsilon}$  يكون  $\dot{\upsilon}^{(t)}(\Theta, \cdot \Theta)$ ,  $\dot{\upsilon}^{(t)}(\Theta, \cdot \Theta)$ .

ومن ثم فالدالة المميزة لـ ص هي:

$$() \land () \dots \qquad \qquad \qquad ^{\mathsf{T}} \overset{\circ ()}{\overset{\circ}{\otimes}_{\mathsf{T}}} \overset{\circ}{\overset{\circ}{\otimes}_{\mathsf{T}}} \Rightarrow = \overset{\circ}{\overset{\circ}{\circ}} [(\Theta : \vec{\omega}) \varphi] = (\Theta : \vec{\omega})_{\varepsilon} \varphi$$

وهذه الأخيرة ما هي إلا الدالة المميزة للنموذج ن (١ (ص, ٠؈٢)، ومــن ثــم فهو توزيع المعاينة غ.

وللحصول على الدالة المميزة لـ  $\overline{\omega}$  نستبدل ت بـ  $\frac{\omega}{t}$  في  $\phi_3$  (ت؛  $\Theta$ ):

وهذه الدالة المميزة للنموذج ن ((0, 0), 0), (1)، أي أن توزيع المعاينة  $\overline{U}$  هو من الشكل ن ((0, 0), 0), (1).

 $\delta^{(1)}$  ن  $(M_i\sum)$ ؛  $M=(M_i,\ldots,M_b)$  ،  $\sum ||\alpha_{ij}||$  ی ، ر

فإن توزيع المعاينة لمتجه الجاميع  $3_c = \sum_{v=1}^{\infty} w_{v,v}$  ،  $c = 1, 2, \dots$  ، b ?

(ص، ، ... ، ص٤) هو التوزيع الطبيعي ن<sup>(١)</sup> (ن<sub>M</sub>، ن<sub>ك</sub>) وتوزيع المعاينــة لمتجــه





المتوسطات  $\dot{v}^{(r)}(M)$  يكون  $(m_1, \dots, m_6)$  ؛  $\frac{1}{m_c} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} m_{i,i}$ .

الإثبات هنا، مشابه للحالة (٣)، ولذا نترك ذلك للقارئ على سبيل المثال.

٥- إذا كانىت (س،،  $\dots$ ، س،) عين عشوائية مىن توزيىع  $\Gamma(lpha,1)$ ، فى الماينة لى  $\sigma=\sum\limits_{v=1}^{\infty} n_v$  هو توزيع جاما  $\sigma(u)$ .

الدالة المميزة لنموذج  $\Gamma(\alpha)$  ( $\alpha$ ) هي:  $\varphi(x) = (1-x)^{-\alpha}$  ومن ثم فالدالة المميزة لـ ع هي:

$$(1 \xi)$$
 .....  $\alpha$ ن $= (\alpha \xi)$  ( $(1 \xi)$  )  $= (\alpha \xi)$ 

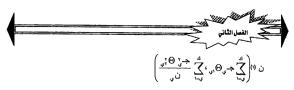
وهي الدالة المميزة لتوزيع  $\Gamma(v_lpha)$ ، وللحصول على الدالـة المميزة لتوسط المعادلة  $\overline{v}$ ، نستبدل ت بـ  $\frac{v}{c}$  في عبارة  $\phi_3(v)$ ، فنجد:

$$(10) \dots \varphi^{-1}(-1) = (\alpha + \frac{1}{2}) = (\alpha + \frac{1}) = (\alpha + \frac{1}{2}) = (\alpha + \frac{1}{2}) = (\alpha + \frac{1}{2}) = (\alpha + \frac{1}{2$$

(ن/۱ ،lphaن) جبارة عن الدالة المميزة لتوزيع جاما  $(\alpha i)^{1}$ 

ص= جـ ١٠٠٠ + ٠٠٠٠ جـ س هو التوزيع الطبيعي:





باستخدام الدوال المميزة نحصل على المطلوب مباشرة.

نلاحظ، بوضع جــ، = ١، جــ، = ١، جــ، = ... = جـــن = ٠، نحـصل على النتيجة التالية:

توزیع المعاینة للفرق سَرَّس بین متوسطی عینتین مستقلتین (س۱۲، ....) س۲۵ز)، (س۱۱، .... ، س۱۵ز) مأخوذتین من توزیعین طبیعیین.

 $\dot{\upsilon}^{(1)}(\Theta, \gamma, \Theta, \gamma)$ و  $\dot{\upsilon}^{(1)}(\Theta, \gamma, \Theta, \gamma, \gamma)$ على الترتيب هو التوزيع الطبيعى:

$$\left(\frac{1}{2}\frac{1}{2}\Theta_{1}+\frac{1}{2}\frac{1}{2}\Theta_{1}\right)=\left(\frac{1}{2}\Theta_{1}-\frac{1}{2}\Theta_{2}\right)^{(1)}\dot{O}$$

# المعاينة لصيغ تربيعية معينة في عينات من توزيع طبيعي المعاينة لصيغ تربيعية

بحثنا في الفقرة السابقة (٣) توزيعات المعاينة الأساسية لجاميع ومتوسطات عينات عشوائية (صيغ عينات عشوائية، وبشكل خاص مجاميع ومتوسطات عينات عشوائية (صيغ خطية في عناصر العينة) من توزيعات طبيعية (الحالات ٣، ٤، ٢)، سنعالج في هذا البند توزيعات المعاينة لمجموع مربعات (صيغ تربيعية) في عناصر العينة العشوائية كالتباين وصيغ تربيعية أخرى للعينات من توزيع طبيعي وحيد البعد.

سنعرض في البداية بعض التعاريف والمبرهنات الضرورية لدراسة الـصيغ التربيعية في متغرات عشوائية طبيعية وتوزيعات المعاينة لها.





### \* الصيغ الخطية والتربيعية في متغيرات عشوائية طبيعية

#### Linear A quadratic Forms in Normal Random Variables

نفسسترض أن س =  $(m_1, \dots, m_6)$  مسستغيراً عسسسوائياً ذا ن بعد، و  $|-||1|_{\infty}$  مصفوفة حقيقية متناظرة من المرتبة ن × ن. يدعى المقدار ج =  $m^2$  أ س بالشكل التربيعي في المتغيرات  $m_2$ ?  $p_3$  مصفوفة الشكل التربيعي، وإذا كانت المصفوفة أ محددة موجبة تدعى أ بمصفوفة أ محددة موجبة نلاحظ أن:

 $= \sum_{y=l}^{c} \sum_{c=l}^{c} \{ y_{yc} w_{y} w_{c} \}$ 

# وس<sup>ت</sup> منقول س.

ويدعى المقدار  $\dot{v}_b = \sum_{y=0}^{\infty} v_b v_y$ , بالشكل الخطي في المتغيرات  $\dot{v}_b$  حيث  $\dot{v}_b$  أعداد ثابتة. وإذا كان لدينا م شكل خطي  $\dot{v}_b$   $\dot{v}_b$  كتابت و بصيغة المصفوفات على النحو  $\dot{v}_b$  و ب  $\dot{v}_b$  مصفوفة مستطيلة من المرتبة م  $\dot{v}_b$  (zero matrix or null matrix) الصفرية (ideutity) و بد و المصفوفة الحايدة أو الواحدية (ideutity) و الدليل ن يشر إلى م تبة المصفوفة.

مبرهنة: بفرض  $m = (m_1, \dots, m_0)$  عينة عشوائية من التوزيع  $b^{(1)}(\cdot, \cdot, \cdot)$ ، ولدينا السشكل التربيعي  $a_1 = a_2 = a_1$  س و م صيغة خطية  $a_2 = a_2 = a_3 = a_4$  ت  $a_1 = a_2 = a_3 = a_4$  ميندن  $a_2 = a_3 = a_4 = a_4$  مستقلان.





الإثبات: بما أن أم مصفوفة حقيقية متناظرة، فهي قابلة التقاطر تعامدياً orthogonal) أي يمكن إيجاد مصفوفة متعامدة ( orthogonally diagonalizable) ( orthogonally diagonalizable) ( orthogonally diagonalizable) ( orthogonally ( or matrix ال ال ال و ال ال ال ال ال ال ال ال المحاملة المبيرة | أ - ا ، ....، ن عبارة عن القيم الذاتية للمصفوفة أو ال ال المحاملة المبيرة الأعمدة أو للمصفوفة أو ال ال ال التجهات الذاتية للمصفوفة أو الموافقة للقيم الذاتية المرابي، ال التجهات الذاتية للمصفوفة أو الموافقة للقيم الذاتية  $\Lambda_1$  ، ...،  $\Lambda_0$  على الترتيب، أي أن:

يفهم في لغة المصفوفات المتجه كمصفوفة عمود ل<sup>ت</sup> أو ل<sup>ر</sup> منقول المصفوفة

لتكن ر رتبة المصفوفة أ (درجة أ) و  $\lambda$ ، ...،  $\lambda$  القيم الذاتية لها المختلفة عن الصفر، وبما أن  $\Gamma$  ال $\Gamma$  الحد فيمكن كتابته:

$$l = b \cdot c \cdot b = \sum_{v=1}^{r} A_v b_v b_v^2 \dots \tag{7}$$

وحسب الفرض:

ل.

$$\mathbf{v} = \mathbf{v} \Rightarrow \sum_{y=1}^{r} \lambda_{y} \left( \mathbf{v} \mid \mathbf{v}_{y} \right) | \mathbf{v}_{y}^{r} = \mathbf{v}$$

وبـضرب طـرفي المـساواة الأخـيرة مـن الـيمين بالمتجـه ل $_0$ ، وباعتبــار أن المتجهات ل $_1$  من المتجهات لا متعامدة (لأن المصفوفة ل متعامدة)، أي أن  $_1$  من نجد:



لناخمذ الآن المتجمه العشوائي (ت، ، ، ، ، نم، ل، سم، ، ، ، ل, سم)، يخضع هذا المتجمه للتوزيع الطبيعي ذي م + ر بعد، لأن مركباته (متغيرات عشوائية عبارة عن أشكال خطية في المتجه الطبيعي س.

ويمكن بناءً على العلاقة (٢) كتابة:

وبالتالي، نصل إلى المطلوب، إذا أمكن إثبات أن المتغيرات العشوائية ت،، ...، ت،، ك،"س، ...، كرر"س غير مرتبطة، وذلك لأنهــا خاضــعة لتوزيعــات طبيعية، أي يكفى إثبات أن:

وهذا يعني أن تى، لنْ س مستقلان.

لإثبات ذلك، لنرمز بـ بي ؟ ي = ١، ... ، م لأسطر المصفوفة ب، وحسب العلاقة (٣٣) نجد:

$$= e(\mu_{v}^{c} m b_{c}^{c} m) - e(\mu_{v}^{c} m) e(b_{c}^{c} m)$$

حيث إن و(بيّس)=و(لرّس)=۰، لأن توزيع سي هـو ن<sup>(۱۱</sup>(۰،۱)، و بيّل و - لأن ر و ۱، ... ، ن؛ ب ل و = • [العلاقة (۳)] وهو المطلوب.





لنرى الآن الشكلين التربيعيين:

ج, =س اس ، ج, =س ابس

حيث كل من أو و ب مصفوفة حقيقية متناظرة من المرتبة ن.

مبرهنة: إذا كمان أب = ب أ = ٠، فمإن المستغيرين العمشوائيين ج١، ج٢ مستقلان.

الإثبات: لنفترض من أجل المصفوفة أ العلاقة (٢) صحيحة. ويمكننا كتابة المصفوفة ب على النحو الآتي:

وحسب الفرض أ  $\nu = 0$ ، إذن:  $\{ \psi = \sum_{y=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} X_{y} U_{t} U_{y}(U_{y}^{-2}) 3_{t}^{-2} = 0 \}$ 

وبضرب هذه المساواة من اليسار بلكي ومن اليمين بعر، نجد: لي ع الله ع

وهذا يعني أن المتجهات لي متعامدة مع المتجهات ع. من هنا، كما أشرنا سابقاً، فـالمتغيرات العـشوائي ليّ س و عرّس غـير مرتبطـة، وبمــا أن توزيعهــا المشترك طبيعي فإنها مستقلة. وبالتالي، بما أن:

$$\mathfrak{F}_{r}=\sum_{k=1}^{r} \mathcal{K}_{k}\left(\mathsf{L}_{\mathfrak{L}_{k}}^{c}\mathsf{L}_{k}\right)^{r}$$
  $\mathfrak{F}_{r}=\sum_{k=1}^{r} \mathcal{K}_{k}\left(\mathfrak{F}_{k}^{c}\mathsf{L}_{k}\right)^{r}$ 

فإن المتغيرين ج١، ج٢ مستقلان.





# \* توزيعات المعاينة لصيغ تربيعية في متغيرات عشوائية طبيعية.

لنرمز بـ ترأ لأثر المصفوفة المربعة أ (مجموع عناصرها القطرية).

مبرهنة: لـتكن س = (س، ... ، س، ) عينـة عـشوائية مـن التوزيـع ن (۱) (۱، ، )،  $= m^2$  ( ، ، )،  $= m^2$  ( ، ، )،  $= m^2$  ( ، مصفوفة متساوية القوى)، فإن  $= m^2$  ( ، مصفوفة متساوية القوى)، فإن  $= m^2$  ( ، مصفوفة متساوية القوى)، فإن  $= m^2$ 

وبما أن المتجهات ل متعامدة ومستقلة، فإن المتغيرات العشوائية  $\mathcal{V}_{w}^{\omega}$ ،  $\mathcal{V}_{w}^{\omega}$  ، . . . ، ر مستقلة ولكل منها التوزيع الطبيعي ن (1,0) ، ). وبالتالي، بنـاءً على المبرهنتين (٦) و (٧) لتوزيع كاي  $\Lambda^{1}$  فإن  $\mathcal{V}_{(3)} = \Lambda_{(1)}^{2}$  ، وأن:

$$_{0}$$
ترأ =  $_{0}$ ر ( $_{0}$ ل د) =  $_{0}$ د =  $_{1}$ د + ... +  $_{1}$ ر = ر

مبرهنــة: إذا كــان المتجــه ص =  $(\omega_1, \dots, \omega_6)$  خاضــعاً للتوزيــع  $\dot{\omega}^{(1)}(M, \Sigma)$ ، فإن الشكل التربيعي  $\dot{\omega}=(\omega-M)^{-1}(\omega-M)$  يخضع لتوزيــع  $\dot{\omega}^{(1)}(M, \Sigma)$ . حيث إن  $\dot{\omega}$  مصفوفة التغاير و  $\dot{\omega}$  مصفوفة القيم المتوقعــة لـــ  $\dot{\omega}_0$ ؛  $\dot{\omega}$  =  $\dot{\omega}$  . . . . . . . . . . . . .

الإثبات: بما أن ∑ مصفوفة حقيقية ومتناظرة، فهي قابلة للتقاطر. وبالتالي





يمكن إيجاد المصفوفة ل التي تحول المصفوفة  $\Sigma$  إلى شكل قطري  $U^{\circ}$   $\Sigma$  U=c. وبما أن العناصر القطرية  $\Lambda_{\wp}$  للمصفوفة د موجبة، فإن المصفوفة د $^{1/1}$  عبارة عـن المصفوفة القطرية بالعناصر  $\Lambda_{\wp}^{(1)}$ . لنبحث الآن عن توزيع المتجه.

يما أن ل(ص) = ن $(M)^{(1)}(M)$ ، وبأخمذ ع = ل ص، حيث ل مصفوفة التحويل الخطى، فإن ل(ع) =  $(M)^{(1)}(M)$  ل كى  $(M)^{(1)}$ :

$$b(3) = \dot{v}^{(1)}(\cdot, e_{\dot{v}})$$

لكن ص - M = ل د٢/١ع، إذن:

وبناءً على المبرهنتين (٦) و(٧) لتوزيع ٧٦، نجد:

مبرهنـة: إذا كانـت س = (س،، ... ، سن) عينـة عـشوائية مـن التوزيـع  ${}^{'}$ ن  ${}^{'}$  وكان  ${}^{''}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$   ${}^{'}$  متوسط وتباین  ${}^{(1)}$   ${}^{(1)}$ 

العينة س على الترتيب، فإنهما مستقلان وتوزيع المتغير العشوائي  $\frac{\dot{v}_{\sigma}^{\,\,\,\prime}}{\dot{v}_{\sigma}}$  هـو  $X_{(-1)}^{\gamma}$  .

الإثبات: بما أن (حسب الفرض): ل $(\omega_{ij})$  الإثبات: بما أن (حسب الفرض): لامن iن، ۱،۲=ي





$$U_{\alpha} = \frac{\omega_{\alpha}}{\sigma} = \frac{M_{\alpha}}{\sigma} = 0.01$$

أي أن ص =  $(ص، ، .... ، صن) عينة عشوائية من التوزيع ن<math>(1, \cdot)^{(1)}$  و نلاحظ أن:

$$\frac{(\omega)^{\gamma}}{{}^{\gamma}\sigma} = (\omega)^{\gamma} \wedge \frac{M - \overline{\omega}}{\sigma} = \overline{\omega}$$

ولإثبات استقلال المتغيرين م (س)، سَ يكفي إثبــات اســــقلال المــــغيرين م (ص)، سَــ .

لنأخمذ مصفوفة المسطر  $\mathbf{v}^{\circ} = \left[\frac{1}{c},...,\frac{1}{c}\right]$  من المرتبق  $\mathbf{v}$  ، عند ألم المصفوفة  $\mathbf{v} = \|\mathbf{v},...,\mathbf{v}\|$  من المرتبة ن حقيقية ومتناظرة.

نلاح<u>ظ</u>  $\overline{w} = \psi^{-}w$  و ن م $^{1}(m) = (m-\psi m)^{-}(m-\psi m)$ ، وبالتــالي يمكننــا أن نكتــب ن م $^{1}(m) = m^{-}(m)$ مصفوفة متساوية القوى.

من الواضح أن توزيع 
$$\frac{M-\overline{\omega}}{\omega / \sigma} = \frac{M-\overline{\omega}}{\sqrt{1/\sigma}}$$
 من الواضح أن توزيع

$$\frac{1}{\sigma} \frac{1}{\sigma} \frac{1}{\sigma} \left[ (\omega_{\upsilon} - M) \right]^{-1} = \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^{\sigma} \left[ (\omega_{\upsilon} - M) - (M - M) \right]^{-1}$$



$$=\sum_{\upsilon_{\rm ol}}^{\upsilon}\left(\frac{\omega_{\upsilon_{\rm ol}}-M}{\sigma}\right)^{\tau}-\left(\frac{\overline{\omega}-M}{\sigma\sqrt{\dot{\upsilon}}\sqrt{M}}\right)^{\tau}$$

وحسب المبرهنتين (٦) و (٧) لتوزيع  $^{1}$  فإن:

$$\int_{\sigma_{\sigma}} \int_{\sigma_{\sigma}} \int_{\sigma$$

$$\int_{(1)}^{1} \lambda = \left(\frac{M - \overline{\omega}}{\overline{\omega} V / \sigma}\right) J$$

وبالتالي، بناءً على المبرهنة (٨) لتوزيع  $\lambda^{\prime}$  نجد: ل $\left(\frac{\dot{v} \cdot \sigma^{\prime}(\omega)}{\dot{v}}\right) = \lambda_{(\omega-)}^{\prime}$ 

مبرهنة: إذا كانت  $m^* = (m_1, ..., m_0)$  عينة حشوائية من التوزيع  $(\sigma, M)^{(1)}$  وكان  $\sigma^{7}$ ,  $\overline{m}$  متوسط وتباين العينة m على الترتيب فإن:

$$U_{(i-1)} = \left(\frac{M - \overline{M}}{1 - \sqrt{1 \cdot i - 1}}\right) = A_{(i-1)}$$

أي أن المتغير العشوائي  $rac{\overline{w}-\overline{w}}{a/\sqrt{v}$  بخضع لتوزيع ت بــ نv-1 درجـة

$$\frac{(\omega)^{\gamma}}{\sigma}$$
 الإثبات: لنفترض أن: ع $\frac{M-\overline{\omega}}{\sqrt{\gamma}}$   $= \eta$ 

وعلى ذلك: 
$$\frac{\frac{M-\overline{\omega}}{\sqrt{\sqrt{b'}\sigma}}}{\frac{\eta}{\sqrt{\sqrt{b'}\sigma'}}/\sqrt{\frac{b'}{\sqrt{b'}\sigma'}}/\sqrt{\frac{M-\overline{\omega}}{\sqrt{b'}\sigma'}}} = \frac{M-\overline{\omega}}{\sqrt{\sqrt{b'}\sigma'}}$$



ویما آن: 
$$U\left(3=\frac{\overline{\omega}-\overline{\omega}}{\overline{\omega}/\sigma}\right)=0$$
 ن (۱۰۰) ،  $U\left(3=\frac{\overline{\omega}-\overline{\omega}}{\sigma}\right)=0$ 

إن حسب تعريف توزيع ت، فإن:

$$U\left(\frac{\dot{U}_{5}}{5\sqrt{\sqrt{U}}}\right) = 5\sqrt{\frac{1}{10}}$$

مبرهنسة: إذا كانست س =  $(m_1, \dots, m_p)$  و  $\omega$  =  $(m_1, \dots, m_0)$  عينستين عشوائيتين مستقلتين من التوزيع ن $(M^{(1)}, \overline{M})$ ، وكان  $\sigma^{(1)}, \overline{M}$  و $\sigma^{(1)}, \overline{M}$  وم $\sigma^{(1)}, \overline{M}$  المتغير العشوائي:

$$\dot{C} = \sqrt{\frac{A \dot{C} \left(A + \dot{C} - T\right)}{A \dot{C}}} \frac{\overline{C} - \overline{C}}{\sqrt{A} \cdot A \cdot \left(A \cdot C\right) + \dot{C} \cdot A \cdot \left(A \cdot C\right)}} .... (6)$$

یخضع لتوزیع ت بـ (هـ + ن − ۲) درجة حرية.

الإثبات: يمكن كتابة المتغير العمشوائي ت على النحو الآتي:

$$\frac{\frac{\dot{\omega}^{\Delta}}{\dot{\omega} + \Delta} \left[\sigma/\left(\omega - \overline{\omega}\right)\right] V}{(\Upsilon - \dot{\omega} + \Delta) / \frac{(\omega)^{\Upsilon} \dot{\omega}^{1}(\omega)^{\Upsilon} \dot{\omega}^{\Delta}}{\Upsilon \sigma} V}$$

حيث إن:

$$\sigma^{-}$$
و  $\sigma^{-}$  تباین  $\sigma^{-}$  تباین  $\sigma^{-}$  تباین  $\sigma^{-}$ 

$$\lambda = \left(\frac{(\omega)^{\gamma}}{\tau}\right) + \left(\frac{(\omega)^{\gamma}}{\tau}\right) + \left(\frac{(\omega)^{\gamma}}{\tau}\right) + \left(\frac{(\omega)^{\gamma}}{\tau}\right) + \left(\frac{(\omega)^{\gamma}}{\tau}\right)$$

فحسب الخاصة (٢) لتوزيع ٢٨ نجد:



وبسهولة يمكن إثبات أن:

$$(14)^{(1)} \dot{\upsilon} = \left(\frac{\dot{\upsilon} + \dot{\omega}}{\dot{\upsilon} + \dot{\omega}} \sqrt{\frac{\dot{\omega} - \dot{\omega}}{\sigma}}\right) \dot{\upsilon}$$

وبالتالي، بناءً على تعريف توزيع ت نجد أن توزيـع المـتغير العـشوائي ت المعرف بالعلاقة (٥) هو م(هـ + ن – ٢)، أي أن:

$$(\Upsilon - \dot{\upsilon} + \Delta) = \left( \frac{\frac{\dot{\upsilon} \Delta}{\dot{\upsilon} + \Delta} \left[ \sigma / (\upsilon - \upsilon) \right] V}{(\Upsilon - \dot{\upsilon} + \Delta) / (\omega)^{\Upsilon} \frac{\dot{\upsilon} + (\upsilon)^{\Upsilon} \Delta}{\Upsilon} V} \right)$$

وبشكل مشابه، يمكن إثبات أن المتغير العشوائي:

$$\frac{\overline{(Y-Q)} - \overline{(Y-Q)} - \overline{(Y-Q)}}{\sqrt{2}} \sqrt{\frac{(Y-Q)}{(Y-Q)} + \sqrt{(Y-Q)}} \sqrt{\frac{(Y-Q)}{(Y-Q)} + \sqrt{(Y-Q)}} = 0$$

يخضع لتوزيع ت بـ (ه + ن – ۲) درجة حرية، حيث إن س = (س،، ...، س) من التوزيع:

$$({}^{r}\sigma , {}_{r}M)^{(1)}$$
 و ص = (ص، .... صن) من التوزيع ن $({}^{r}\sigma , {}_{r}M)^{(1)}$ 

### \* الإحصاءات المرتبة The Order statistics

تلعب نظرية المعاينة للإحصاءات المرتبة دوراً هاماً في مسائل غتلفة للاستدلال الإحصائي، التي ستتطرق إليها فيما بعد. لذا سنبحث في هذا البند بعض أهم نتائج نظرية المعاينة للإحصاءات المرتبة.





نفترض  $m^* = (m_1, ..., m_6)$  عينة عشوائية من توزيع مستمر ق(س) و  $m = (m_1, ..., m_6)$  قيمة ملاحظة  $m_1, ..., m_6$  إن القيم الملاحظة  $m_1, ..., m_6$  عكن ترتيبها تصاعدياً حسب قيمها (من الأصغر إلى الأكبر) ولنرمز لها بس  $m_0$  ...،  $m_0$  ...،  $m_0$  ...،  $m_0$  ...

ولنرمز بـ  $w_{(r)}^{(r)}$  للمتغير العشوائي الذي يأخذ القيمة  $w_{(r)}^{(s)}$  ك = 1 ، . . . ، ن عند أي ملاحظة س للعيشة  $w_{(r)}^{(s)}$  ، وبذلك تعرف من العيشة  $w_{(r)}^{(s)}$  متتالية جديدة من المتغيرات العشوائية  $w_{(r)}^{(r)}$  ،  $w_{(r)}^{(r)}$  , . . . . . . . . . .  $w_{(r)}^{(r)}$  ، حيث إن:

 $\omega_{(i)}^{(*)} \leq \omega_{(i)}^{(*)} \leq \ldots \leq \omega_{(i)}^{(*)} \ldots \leq \omega_{(i)}^{(*)} \ldots$ 

تدعى المتغيرات الجديدة  $w_0^{(2)}$ ؛  $b=1,\ldots,i$  بالإحصاءات المرتبة للعينة، ويدعى المتغير  $w_0^{(2)}$  بالإحصاء ذو الترتيب b, ومن ثم تدعى للعينة، ويدعى المتغيرة المرتبة، كما تدعى المتسلسلة المعرفة بالعلاقة (v) بالمتنبة المرتبة الموتبة المعينة  $w_0^{(2)}$ . وهذا يعني أن المتسلسلة المتغيرة لس $v_0^{(2)}$  ما هي إلا عينة عناصرها مرتبة تصاعدياً حسب قيمها. ومن أجل ملاحظة  $w_0$  لس $v_0^{(2)}$ ، فإن المتسلسلة المعرفة بالعلاقة ( $v_0^{(2)}$ ) تأخذ شكل التسلسلة العددية المعرفة بالعلاقة ( $v_0^{(2)}$ ). وهذه الأخيرة تعتبر الشكل الأولي لتمثيل المعطيات الإحصائية (العينة الملاحظة).



### \* التوزيع الاحتمالي الهامشي لإحصاء مرتب

The marginal probability distribution of an Individual Order Statistic

نقدم في هذه الفقرة التوزيعات الاحتمالية الهامشية للإحصاءات المرتبة  $w_{(0)}^{(1)}$ ,  $w_{(0)}^{(1)}$ ) عينة عشوائية من توزيع مستمر  $w_{(0)}^{(1)}$  دالة كثافته الاحتمالية  $w_{(0)}^{(1)}$ , ودالة توزيعه هي:

$$(w) = 7(3 < w)$$

وكانت  $\omega_0 = w_0^{(1)} \cdot ... \cdot \omega_0 = w_0^{(1)}$  الإحصاءات المرتبة للعينة  $w_0^{(*)}$  فإن التوزيع الاحتمالي للإحصاء المرتب  $\omega_0 = w_0^{(1)}$  يعطى بدالة الكثافة:

$$\mathbb{A}_{\omega_{0}}\left(\omega\right)=\mathbb{A}\left(\omega\right)^{2}=\mathbb{A}\left(\omega\right)^{2}\left[\frac{\dot{\upsilon}}{(\upsilon-\dot{\upsilon})!}\frac{\dot{\upsilon}}{(\upsilon-\dot{\upsilon})!}\frac{\dot{\upsilon}}{(\upsilon-\dot{\upsilon})!}\right]^{\upsilon-\upsilon}$$

حسب تعريف دالة الكثافة في نظرية الاحتمالات:

الإثبات:

$$\mathbb{A}(\omega) = \underbrace{i \underbrace{j}}_{\text{low}\to 0} \underbrace{\frac{\lambda^{\bullet} (\omega + \Delta \omega_0) - \lambda^{\bullet} (\omega_0)}{\Delta \omega_0} = \underbrace{i \underbrace{j}}_{\text{low}\to 0} \underbrace{\frac{3(\omega \le \omega_0 \cdot < \omega_0 + \Delta \omega_0)}{\Delta \omega_0}}_{\text{low}\to 0}$$

حيث هــ(ص) و هــ\*(ص) دالـة الكثافـة الاحتماليـة ودالـة التوزيـع للمــتغير العشواتي  $ص_{\wp}$  على الترتيب، إن تحقق الحادث  $ص \leq m_{\wp}$   $< m + \Delta m$  يعــني أن (p-1) من المركبات  $m_{\wp}$ : p=1، ... ، ن للعنيـة  $m_{\wp}$ \* أقــل مــن  $m_{\wp}$  ومركبــة واحدة تنتمــي للفــترة [ $m_{\wp}$ ،  $m_{\wp}$ +  $m_{\wp}$ ) وأن  $(i-p_{\wp})$  مركبـة مــن  $m_{\wp}$ \* أكــبر أو تساوي  $m_{\wp}$ +  $m_{\wp}$ - وباستخدام التوزيع المتعدد الحدود نجد:





 $abla (\omega) = \frac{\dot{\omega}}{(\wp - i)!} [\dot{\omega}(\omega)]^{-1} [\dot{\omega}(\omega)]^{-1} [\dot{\omega}(\omega) - \dot{\omega}(\omega)] [\dot{\omega}(\omega) + \Delta \omega)]^{-2}$  ويتقسيم الطرفين على  $\Delta \omega$ ، وبأخذ النهاية عندما  $\Delta \omega - \omega$  ، غيد:

 $\inf_{\omega \to \infty} \frac{\int (\omega \le \alpha v_{\omega}^{\prime} \cos \omega + \Delta \alpha \omega)}{\Delta \alpha \omega} = \frac{\upsilon \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \right] \right] \frac{\dot{\upsilon}(\omega + \Delta \alpha \omega) - \dot{\upsilon}(\alpha \omega)}{\Delta \alpha}}{\Delta \alpha}$   $= \frac{\upsilon \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \right] \right] \frac{\dot{\upsilon}(\alpha v_{\omega} + \Delta \alpha \omega) - \dot{\upsilon}(\alpha \omega)}{\Delta \alpha}}{\Delta \alpha}$   $= \frac{\upsilon \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \left[ [-\upsilon (\alpha v_{\omega})]^{ov} \right] \right] \frac{\dot{\upsilon}(\alpha v_{\omega} + \Delta \alpha \omega)}{\Delta \alpha}}{\Delta \alpha}$ 

$$\mathbb{A}_{v}(\omega) = \frac{\dot{v} \, !}{(\nu - v)! \, ! \, ! \, (\dot{v} - \dot{v})} \left[ \dot{v}(\omega) \right]^{v-t} \left[ 1 - \dot{v}(\omega) \right]^{v-v} \, \text{eag ladle} \, v.$$

بوضع ي=١ في العلاقة (٣) نحصل على دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع  $\cdots$   $\cdots$ :

$$(\xi) \dots \Big]^{-1} \underbrace{(-1)}_{(1-i)} (-1) \Big[ (-1) \Big]^{-1} = \underbrace{(-1)}_{-1} (-1) \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big[ (-1) \Big[ (-1) \Big] \Big[ (-1) \Big[$$

وبشكل مشابه نحصل على توزيع بقية الإحصاءات المرتبة.

### مثال (١):

بفرض س ٔ =(س, م...،س )عينة عشوائية من التوزيع المنتظم ح (١،٠)، أوجد توزيع كل من ص ، =س ، ص ف =س ان

بما أن دالة كثافة ودالة توزيع ٦ (٠،١) هي على الترتيب:

$$0$$
ف $(m)=\begin{cases} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{cases}$  في  $(m)=\begin{cases} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{cases}$ 



الفعل الثاني

فحسب العلاقة (٣) نجد دالة كثافة توزيع صن =  $\omega_{\scriptscriptstyle (n)}$ 

$$1 \ge \omega > 0$$
;  $\varphi^{-1}(\omega - 1)^{-1}\omega \frac{! \dot{\psi}}{1(\omega - \dot{\psi})!(1 - \dot{\psi})} = (\omega - \dot{\psi})_{\psi} A$ 

ن المنابع على توزيع 
$$\omega_1 = \omega_{(1)}$$
 بوضع ي = المحصل على توزيع

$$1 \geq \omega > \cdot$$
  $(\omega) = U(1 - \omega)^{-1}$ 

وبوضع ي = ن نحصل على توزيع 
$$\omega_{0}^{\bullet} = \omega_{(0)}^{\bullet}$$

#### مثال (٢):

إذا كانت س = س من عنه عشوائية من توزيع أسي:

$$\Theta : \Theta : \Theta = \Theta$$
ق (س $\Theta : \Theta : \Theta : \Theta$  هـ $\Theta = \Theta$ هـ

فأوجد توزيع كل من ص
$$\dot{\psi}=\psi_{(\nu-1)}$$
 و  $\dot{\psi}=\psi_{(\nu-1)}$ 

فبالتعويض في العلاقة (٣) نجد توزيع ص 
$$= w_{(u)}$$

$$\sim \omega$$
 :  $\frac{1}{1} \frac{\dot{U}}{(\omega - \omega)} = (\omega - \omega)^{\omega + \omega} \frac{1}{1} \frac{\dot{U}}{(\omega - \omega)!} = (\omega)_{\omega} \Delta \omega$ 



بوضع ي = ٢، ن-١ نحصل على توزيع ص، وصن على الترتيب.

$$<\omega$$
 ?  $(\omega)=\dot{\psi}(\dot{\psi}-\dot{\psi})$  ?  $\omega$ 

$$<$$
  $\omega$  .  $(i-j)\dot{\omega}^{-1}$   $\psi$  .  $(i-j)\dot{\omega}^{-1}$ 

### \* التوزيع المشترك لإحصائين مرتبين

#### The Joint Distribution of two order statistics

مېرھنة:

إذا كانت س = (س, م...، س) عينة عشوائية من مجتمع دالة كثافته الاحتمالية ق(س) ودالة توزيعه ق (س)، فإن دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة للاحصائين المرتين

 $\lambda_{n,p,q,q}(u_1,a_2) = \lambda_{n,q,q,q}(u_1,a_2) = \frac{|Q|}{(q-1)!} \frac{$ 

# الإثبات:

نعلم أن:

و تحقق الحادث (س ≥ ص رحس+ ۵س، ص ≥ ص رحس+ ۵س) يعني تحقق الحوادث:





ص ن<س ؛ ك ≤ي-١

س ≤ ص ن < س + كس ؛ ك= ي

س+كس ≥ ص فرحص ؛ ي < ك ≤ ر -١

ص ≤ ص رحص+ ۵ص ؛ ك=ر

ص ٰ کے ص+∆ص ؛ ك>ر

نلاحظ أننا أمام ن تكرار مستقل لتجربة مفروضة، فضاء الحوادث الأولية الموافق لها مجزأ إلى خمس حوادث متنافية مثنى مثنى، وهمي المواردة أعـلاه، وأن احتمالات هذه الحوادث على الترتيب:

$$- \gamma = \bar{\mathfrak{o}}(m+\Delta_m) - \bar{\mathfrak{o}}(m)$$

$$- = \mathbf{\tilde{o}}(\mathbf{m}) - \mathbf{\tilde{o}}(\mathbf{m} + \Delta_{\mathbf{m}})$$

$$-3 = \bar{\mathfrak{o}}(-1) - \bar{\mathfrak{o}}(-1)$$

ومن ثم احتمال ظهور الحادث الأول (ي-١) مرة، الحادث الشاني مرة واحدة والحادث الشاني مرة واحدة والحادث الخامس (ن-ر) مرة ضمن الـ ن تكرار مستقل للتجربة المفروضة يعطى بقانون التوزيم المتعدد الحدود:

 $\times [\bar{b}(\omega) - \bar{b}(\omega + \Delta \omega)]^{(-v_{\mu}-1)} [\bar{b}(\omega + \Delta \omega) - \bar{b}(\omega)] [(-\bar{b}(\omega + \Delta \omega))]^{(-v_{\mu}-1)}$ 

بتقسيم الطرفين على كسكص، وأخذ النهاية عندما كص→٠٠



∆س→ · نحصل على دالة الكثافة المشتركة هــي (س، ص) المعرفـة بالعلاقـة (1).

بوضع ي = ١، ر = ن في العلاقة (٦) نحصل على دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة للإحصائين المرتبين  $\mathbf{w}_0 = \mathbf{w}_0$  ؛  $\mathbf{w}_0 = \mathbf{w}_0$ :

(V)... هـ  $(w^{i}-w^{j})=(v-1)$  ق(w) ق(w) [ق(w) - ق(w)] (w) (w)

بفوض س =(س ، ۰۰۰ س ) عينة من التوزيع المنتظم ٦ (١٠١)، أوجد التوزيع المشترك للإحصائين ص =س (،)، ص = س (ه)

 $1 \ge \omega \ge 1$  ؛  $0 \le \omega \le 1$ 

٠< س≤١ وبالتعويض في العلاقة (٦)

ق\*(س) = س ؛

ه <sub>بد</sub>(س، من)= <u>نا</u> ان عیدارا (زرد) از میدارا (زرد) به از (من من از (من من عدد (۱ من من عدد از من من عدد از من عدد

وبإعطاء ي = ١، ر = ن نحصل على كثافة التوزيع الاحتمالي لـ (ص: من  $_{\circ}$ )

 $1 \ge 0$  > 0 >

ويمكن الحصول على نفس النتيجة بالتطبيق في العلاقة (٧).

مثال (٤):

بفرض س عينة عشوائية من مجتمع كثافة توزيعه:





 $0 \cdot (\omega) = \frac{1}{\gamma} \int_{-\gamma}^{\infty} A \frac{1}{\gamma} = (\omega)^{\circ}$ 

أوجد التوزيع المشترك الإحصائين ص; =سن، صن =سن

يا أن:

### فحسب العلاقة (٧):

$$\mathbb{A}(\omega_{\ell},\cdot...\cdot\omega_{\upsilon})=\dot{\upsilon}^{\dagger}_{\upsilon}\underbrace{\dot{\upsilon}^{\dagger}_{\upsilon}$$

### الإثبات:

#### نعلم أن:

 $\mathsf{A}(\alpha_0, \alpha_0, \ldots, \alpha_0) = \inf_{\Delta u, v} \bigcup_{j=1}^0 \frac{1}{\Delta u_0} \mathsf{A}(\alpha_0, \alpha_0, \alpha_0, \alpha_0) + \Delta u_0 \leq \Delta u_0 \leq \Delta u_0 \leq \Delta u_0$ 

وتحقــق الحـــادث (ص،≤ص، حص، +∆ص، ،...،ص،≤ص، حص، حص، +∆ص،) يعني تحقيق الحوادث (ص,≤ص,حص,+∆ص,)؛ ي= ١، ... ، ن المتنافية مثنى مثنى في آن واحد، حيث توجـد ملاحظـة واحــدة مـن العينــة س\* في كــل فـترة





(صي≤ص وحسون) باحتمال ق(صي+∆صي) – ق(صي) وحسب قانون التوزيم المتعدد الحدود:

 $\left[ \left( {_{0}} \cup _{0} \right)^{\bullet} \cdot \left( {_{0}} \cup _{0} + \Delta \cup_{0} \right)^{\bullet} \cdot \left( {_{0}} \right)^{\bullet} \right] \left[ \prod_{i=1}^{n} \left[ \left( {_{0}} \cup _{0} + \Delta \cup_{0} \right)^{\bullet} \cup \left( {_{0}} \cup _{0} + \Delta \cup_{0} \right)^{\bullet} \right) \right]$ 

وبتقسيم الطرفين على 
$$\prod_{y=1}^{\omega} \Delta ص وجعل  $\Delta ص = *$  نجد:$$

$$\mathbb{A}(\omega_1,...,\omega_{\hat{\omega}}) = \hat{\mathbf{U}} \underbrace{\prod_{i=1}^{\hat{\omega}} \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}} + \Delta \omega_{\hat{\omega}}) - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}}) - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}}) - \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega}})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega}}} + \underbrace{\mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})} - \mathbf{D}(\omega_{\hat{\omega})}_{\Delta \omega_{\hat{\omega$$

وهو المطلوب.

فمثلاً، إذا كانت لدينا معطيات المثال (٤)، نجد:

$$\mathbb{A}(\omega_1,...,\omega_{\dot{\omega}}) = \left(\frac{1}{\tau}\right)^{\dot{\omega}} \cdot \left(\frac{1}{\tau}\right)^{\dot{\omega}} \cdot \left(\frac{1}{\tau}\right) = \left(\frac{1}{\tau}\right)^{\dot{\omega}} \cdot \left(\frac{1}{\tau}\right$$

وإذا كانت لدينا معطيات المثال (٣)، فإن:

ه (ص،...>رس>، ا اِن = (ن س،...، س) ک

#### ملاحظة:

يوجد فرق بين توزيع العينة العشوائية  $w^* = (w, \dots, w)$  وتوزيع العينة العشوائية المرتبة  $w_{(i)} = (w, \dots, w)$   $w_{(i)} = (w, \dots, w)$  العينة العالمينة من توزيع  $w_{(i)} = (w, \dots, w)$  فمثلاً، في حالة المعاينة من توزيع  $w_{(i)} = (w, \dots, w)$ 

$$\label{eq:constraints} \dot{\upsilon}\; (\dots\,\iota\,) = \underbrace{c}_{ij} \; \underbrace{$$





سنما:

ه(ص،...> من این این حسر حسی د...> من دین حاد این این حاد این ما

وفي حالة المعاينة من توزيع  $\Gamma(1, Y)$  فإن:

$$\tilde{\mathfrak{o}}(w_1, \dots, w_{\hat{0}}) = \left(\frac{1}{7}\right)^{\hat{0}} \mathbb{A}^{-\frac{1}{7} \sum_{i=1}^{n} w_{\hat{0}}}$$

بینما: ه(ص،،،،،،،،،،،)= 
$$\left(\frac{1}{\gamma}\right)^{0}$$
 ن إه بینما:

## \* توزيع دوال في الإحصاءات المرتبة

### Distribution of functions of order statistics

استخلصنا في الفقرتين السابقتين التوزيعات الهامشية والمشتركة للإحصاء المرتبة ذاتها. وسنبحث في هذه الفقرة توزيع دوال معينة في الإحصاءات المرتبـة. إحدى أبسط الدوال في الإحصاءات المرتبة هو المتوسط الحسابي لها:

$$\frac{1}{\dot{v}} \sum_{j=1}^{\dot{v}} \alpha v_{j} \qquad ? \quad \alpha_{ij} = \omega_{(ij)}$$

ويما أن:

$$\frac{1}{\dot{o}} \sum_{y=1}^{6} \omega_{y} = \frac{1}{\dot{o}} \sum_{y=1}^{6} \omega_{y} = \overline{\omega}$$

فتوزيع المعاينة لمتوسط الإحصاءات المرتبة هو نفسه توزيع المعاينة لمتوسسط العينة س\*.

سنناقش في الفقرات التالية توزيع وسيط العينة، مدى العينة ونصف مـدى





العينة، لذا لا بد في البداية من تعريف وسيط، مدى ونصف مدى العينة. نفترض ص، منه مدى العينة. نفترض ص، منه من توزيع مستمر ق\*(س). ق\*(س).

### تعريف: وسيط العينة Sample Median

يعرف وسيط العينة س\* على أنه الإحصاء المرتب الأوسط إذا كانت ن فردية ومتوسط الإحصائين المرتبين الأوسطين إذا كانت ن زوجية، وإذا رمزنا بسر لوسيط العينة العشوائية س، فإن:

حيث إن م عدد صحيح موجب.

ونعلم من نظرية الاحتمالات أن وسيط المجتمع ق(س)، ولنرمز لـه بــ

. هو تلك القيمة التي تحقق الشرط:  $\stackrel{\sim}{M}$ 

$$\frac{1}{7} = (\tilde{\mathbf{M}})$$
ق

### تعريف: مدى العينة Sample Range





### تعريف: نصف مدى العينة Sample Midrange

نصف مدى العينة س = (س; ٠...٠س ;) نرمز له بـ ت ويعرف على النحو التالى:

$$\dot{v} = \frac{\omega_0 \cdot + \omega_1 \cdot}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma} + \omega_1 \cdot \dots \tag{9}$$

## \* توزيع وسيط العينة Distribution of sample Median

بما أن وسيط العينة س عبارة عن إحصاء، أي متغير عشوائي فله توزيع إجالي يدعى بتوزيع المعاينة لـ س . ولإيجاد هذا التوزيع نميز حالتين: ن فرديـة، ن زوجية.

إذا كان حجم العينة  $m^*$  فردياً، فإن  $m = m_{1+1}$ ، ومن ثم توزيع m هو عبارة عن توزيع الإحصاء المرتب  $m_{1+1}$ ، وهذا الأخير نحصل عليه بوضع  $m_{1+1}$ ،  $m_{1}$  ن =  $m_{1+1}$  في العلاقة (٣).

$$(\widetilde{w}) = \frac{(\widetilde{v}_1 + \widetilde{v}_2)}{v_1 + v_2} \widetilde{v}_2(\widetilde{w}) \left[ \underbrace{\widetilde{v}_2}_{v_1 + v_2} \underbrace{\widetilde{v}_2}_{v_2 + v_2} \underbrace{\widetilde{v}_$$

أما إذا كان حجم العينة س\* زوجياً (ن-٢م)، فإن سَ= $\frac{m_++m_{++}}{r}$ 

وعندئذ نشتق توزيع سُ على النحو الآتي:

نعین توزیع (ص، ص، ب،)، وذلك بوضع ر = م+۱، ي = م في العلاقة (٦).  $(-1)^{1/2}$  (١).  $(-1)^{1/2}$  ق(س) و (ص) [ق (س)]  $(-1)^{1/2}$  ق(ص) المنافق (٦).





وبإجراء التحويل من ص =ص ب = إلى (س،ع)

حيث إن ع=ص،١٠، وبملاحظة أن المحدد الجاكوبي ج=٢ نجد:

 $b(\tilde{w}, 3) = \frac{\gamma(\gamma_1)!}{(\gamma - 1)!} b(3)b(7\tilde{w} - 3) \left[b^{-1}(1 - b^{-1})^{\frac{1}{2}} (1 - b^{-1})^{\frac{1}{2}} \tilde{w} + 3 \right]^{-1}$ .  $\tilde{w} \le 3 \dots (6)$  ent in the interval is the man of the second of the second interval.

 $\mathbb{E}(\tilde{\mathbf{w}}) = \int_{\tilde{\mathbf{w}}}^{\tilde{\mathbf{w}}} \mathbb{E}(\tilde{\mathbf{w}}, 3).c.3$ 

مثال (١):

بفرض  $w^{\circ} = (w, \cdot, \cdot, \cdot, w)$ عینة عشوائیة من توزیع

ق(س) = ۲هـ<sup>۲۰</sup>س ؛ س>۰

أوجد توزيع  $m^{-}$ ، إذا علمت أن حجم العينة فردي (ن=٢م+١).

يا أن:

$$^{-}$$
ق(س) = ۲هـ $^{-}$  ؛ س $^{-}$  ، فإن ق\* (س)= ۱ -هـ $^{-}$  ؛ س $^{-}$ 

وبما أن ن=٢م+١ فردي، عند أن توزيع س نحصل عليه باستخدام العلاقة...... (٤)

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} = \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \begin{pmatrix} \tilde{\mathbf{u}}^{-1} & \mathbf{A} & \mathbf{A} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \end{pmatrix}^{\mathbf{r}} \end{pmatrix}$$





فمثلاً، إذا كانت ن=١١، أي م=٥

$$\mathbb{A}(\widetilde{\mathbf{u}}) = \frac{1}{|\mathbf{v}|} \times \frac{1$$

#### مثال (۲):

بفرض ص، ، ص، ، ص، الإحصاءات المرتبة لعينة عسسوائية س = (س، س، س) من التوزيع المنتظم ج (١٠)، أوجد توزيع الوسيط س واحسب متوسطه وتباينه.

يا أن:

$$\mathbf{5}(\mathbf{m}) = \mathbf{1} \quad \mathbf{9} \quad \mathbf{5} \quad \mathbf{5} \quad \mathbf{6}$$

ق\*(س) = س ؛ · · · · · · · · · ا فتطسق العلاقة (٤)، نحد:

$$1 \ge \tilde{(u)} > 1 \le \tilde{(u)} > 1 \le \tilde{(u)} > 1 = \tilde{(u)} \times 1 =$$

$$e\widetilde{w} = F \int_{1}^{1} \widetilde{w} \left(1 - \widetilde{w}\right) c\widetilde{w} = F \left(\frac{\widetilde{w}}{T} - \frac{\widetilde{w}}{2}\right) \left(1 - \widetilde{w}\right) c\widetilde{w} = F \left(\frac{\widetilde{w}}{T} - \frac{\widetilde{w}}{2}\right) \left(1 - \widetilde{w}\right) c\widetilde{w} = \frac{T}{T}$$

$$\widetilde{v} = F \int_{1}^{1} \widetilde{w} \left(1 - \widetilde{w}\right) c\widetilde{w} = \frac{T}{T} = \frac{1}{T}$$

$$\widetilde{v} = e\widetilde{w} \left(-(e\widetilde{w})\right) = \frac{T}{T} - \frac{1}{T} = \frac{T}{T}$$





## \* توزيع مدى ونصف مدى العينة

#### Distribution of Sample Range and Midrange

لاشتقاق توزيع كل من مدى العينة ح= صن-ص١ ونصف مـدى العينـة

$$r=\frac{\omega_1+\omega_2}{\gamma}$$
، نبحث أولاً عن توزيع  $(\omega_1,\omega_2)$  وهو:

$$\mathbb{A}_{\nu^{i}}(w^{i},\omega)=\mathrm{i}(i^{i}-i^{i})$$

وبالتحويل من (ص، صن) إلى (ح، ت)، حيث أن:

$$\begin{array}{c} \frac{\mathcal{I} - \mathcal{I} \Upsilon}{\Upsilon} = \omega \\ \frac{\mathcal{I} + \mathcal{I} \Upsilon}{\Upsilon} = \omega \end{array} \left\{ \begin{array}{c} \mathcal{I} = \mathcal{I} \mathcal{I} \\ \mathcal{I} = \mathcal{I} \mathcal{I} \end{array} \right\}$$

ومن ثم جاكوبي التحويل:

وبالتالي، فإن دالة الكثافة لـ (ح، ت)

$$(\vee)..._{\langle j\rangle} : ((-1)) \circ ((-$$

وبناءً على ذلك فدالة الكثافة الاحتمالية للمدى ح:





ودالة الكثافة الاحتمالية لنصف المدى:

مثال (٣):

بفرض  $m' = (m, \dots, m)$  عينة عشوائية من التوزيع المنتظم (n, n) أوجد:

- ١. التوزيع المشترك للمدى ح ونصف المدى ت.
  - ٢. التوزيع الهامشي للمدى ح.
  - ٣. التوزيع الهامشي لنصف المدى ت.

عا أن:

$$1 \ge \omega \ge 0$$
 ؛  $1 = (\omega)$ 

$$0^*(m) = m$$
  $0 \leq m \leq 1$ 

فإن دالة الكثافة المشتركة لـ ح وتـ هي:

۰<ټ+څ>۰

ومن ثم دالة الكثافة الهامشية لـ ح:





#### ودالة الكثافة الهامشية لـ ت:

$$\stackrel{\text{left}(1,1)}{=} \underbrace{ \stackrel{\text{left}(1,1)}{\downarrow} \stackrel{\text{left}(1,1)}{\downarrow} }_{\text{left}(1,1)} \underbrace{ \stackrel{\text{left}(1,1)}{\downarrow} \stackrel{\text{left}(1,1)}{\downarrow} }_{\text{left}(1,1)} \underbrace{ \stackrel{\text{left}(1,1)}{\downarrow} }_{\text{left}(1,1$$

## \* توزيم المعاينة لـ ق "(س) Sample distribution of

مبرهنة: لتكن ق (س) دالة التوزيع التجريبي لمتغير عشواي ع الموافقة لعينة عشوائية س= (س،، ، ، ، ، ، ، ، ، من توزيع ل (ع)، ولنفترض ق (س) دالة التوزيع النظري لـ ع. عندتذ توزيع ق (س) يعطى بالعلاقة الآتية:

$$(1) \dots ; \quad (\omega) = \frac{1}{\omega} = \frac{1}{\omega} \left[ (\omega) \right]^{2} \left[ (-\omega) (\omega) \right]^{2} \quad \text{if } \quad (\omega) = \frac{1}{\omega} = (\omega) \cdot (\omega)$$

الإثبات: نلاحظ بوضوح أن المتغير العشوائي ق ﴿(س) يفترض القيم:

$$1 = \frac{1 - \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}}$$
 $= \frac{1}{2} \cdot \frac$ 

ار عي متغير عشوائي يتبع توزيع بيرنولي ب(١، ق(س))، ومن ثم

ع= رِيَّ عي يتبع توزيع ذي الحدين ب(ن، ق(س))، حيث أ، ع يمثل عـدد القـيم



سى الأقل من س. ولكن حسب التعريف:

ق (س)= لَ کِیْ ع وعلی ذلك یكون له نفس توزیع المعاینة لمتوسط عینـــة عشوائیة ماخوذة من توزیم بیرنولی، أی آن:

وهو المطلوب.

$$\frac{\varepsilon}{v} = (w)^*$$
 ها آن: ق ن

فإن:

$$e[\tilde{b}_{0}^{*}(\omega)] = e[\frac{3}{\dot{c}}] = \frac{1}{\dot{c}}e3 = \frac{1}{\dot{c}}c3(\omega) = \tilde{b}(\omega).$$
 (۲)

 $[\tilde{b}_{0}^{*}(\omega)] = \tilde{c}[\frac{3}{\dot{c}}] = \frac{1}{\dot{c}}[\omega)[1 - \tilde{b}(\omega)].$ 

## \* المشمولات أو المغطيات Coverage's

لنفرض أن س = (س ، س.، س ) عينة عشوائية من توزيع مستمر ل(ع) دالة كثافته ق(س) ودالة توزيعه ق\*(س)، ولتكن ص =(ص ، ...، ص في) العينـة المرتبة الموافقة لـ س.

توجد خاصتان مهمتان للإحصاءات المرتبة، مفيدتان جداً عنـد دراسـة بعض طرق الاستدلال الإحصائي، وهما:





 المساحة المحددة بدالة الكثافة ق(س) وأي إحسائين مرتبين مستقلة عن دالة الكثافة هذه.

 الإحصاءات المرتبة ص: ١٠٠٠،٠٠٠ تقسم (في المتوسط) المساحة تحت منحنى التوزيع ق(س) إلى (ن+١) جزء متساو، ومساحة كل جزء تساوي ١/(ن+١).

إثبات الخاصة (١):

إذا رمزنـا بــ لى = ق(صي) ؛ ي = ١، ... ، ن فــ إن لى مــتغير عــشوائي يخضع للتوزيع المنتظم جـ (١، ١)، ومن ثـم الفرق:

$$a_{y_0} = b_0 - b_y = b(0) - b(0) = -b(0)$$
 عي ر $a_y = b(0)$ 

عبارة عن المساحة المحددة بمنحنى التوزيح ق(س) والإحصائين المرتبين صي، ص.؛ ي<ر ويصبح المطلوب إثبات أن التوزيع الاحتمالي للفرق عي لا يعتمد على التوزيع ل(ع).

بناءً على نتائج المثال (٣)، فإن كثافة الاحتمال (لي، لر) هي:

$$A = \frac{(a_1 - b_2)^2}{(a_2 - b_1)^2(a_2 - a_2)^2} + \frac{(a_2 - b_2)^2}{(a_2 - b_2)^2} + \frac{(a_2 - b_2)^2}{(a_$$

وبالتحويـل مـن المـتغير (لي، ل.) إلى المـتغير (لي، ع<sub>ي. (</sub>)، وبملاحظـة أن المحدد الجاكوبي ج=١

نجد:

$$1 > l \stackrel{\dot{\cup}}{\longrightarrow} \frac{1}{(\dot{\varphi} - 1)!(c - \dot{\varphi} - 1)!} \frac{1}{(\dot{\varphi} - c)!} \frac{1}{(\dot{\varphi} - c$$





وبإجراء تكامل الدالة ك(ل، ع) بالنسبة لــ ل نحـصل علـى دالـة الكثافـة الاحتمالية لـ ع...:

ولحساب هذا التكامل نضع 
$$\omega = \frac{0}{1-3}$$

وبناءً على العلاقة (٣٦) والخاصة (٢) لدالة جاما، نجد:

$$\int_{0}^{1} du^{v-t} \left(1-\alpha u\right)^{v-t} \cos u = \frac{\Gamma(v)\Gamma(v-t+1)}{\Gamma(v-t+2)} = \frac{\Gamma(v-t)\Gamma(v-t+1)}{\Gamma(v-t+2)} = \frac{\Gamma(v-t)\Gamma(v-t+1)}{\Gamma(v-t+2)}$$

وبالتعويض في (١) نحصل على دالة كثافة توزيع عي ر = ع

$$(Y)... \overset{(+)}{=} \frac{(y-1)!(y-1)!(y-1)!(y-1)!}{(y-1)!(y-1)!(y-1)!(y-1)!} e^{-y-1} \int_{0}^{1} dy \, dy \, dy$$

وهذه دالة كثافـة توزيـع ب(ر-ي)، ن-ر+ي+١)، وهــو لا يعتمــد علــى توزيع الجتمع ق(س).

إثبات الخاصة (٢)

$$e^{2} = \int_{1}^{2} 2 \frac{|b|}{2} (3) e^{2} = \frac{(1 - \frac{1}{2})!}{(1 - \frac{1}{2})!} \int_{1}^{2} 2 \frac{|b|}{2} (1 - 3) \frac{1}{2} (1 - 2) e^{-t} (1 - 3) e^{-t} e^{2} e^{2}$$

$$= \frac{(1 - \frac{1}{2})!}{(1 - \frac{1}{2})!} \frac{1}{(1 - \frac{1}{2})!} \frac{$$



$$=\frac{\dot{\upsilon}}{(\upsilon-\upsilon-1)\frac{(\upsilon-\upsilon+2\upsilon+1)}{(\dot{\upsilon}-\upsilon+2\upsilon+1)}} = \frac{(\upsilon-2\upsilon)}{(\dot{\upsilon}-\upsilon+2\upsilon+1)} = \frac{\upsilon+1}{\dot{\upsilon}+1}$$

وبوضع ر=ي+١ نجد *وع=<mark>ن+</mark>١*، وهو المطلوب.

## تعريف: المشمولات أو المغطيات Coverage's

تدعى الفترات  $(-\infty, w_0)$ ،  $(w_0)$ ،  $(w_0)$ ،  $(w_0)$ ، ... ،  $(w_0)$  بخلايا العينة  $w^*$ ، ونرمز لها بد  $(w_0)$ ،  $(w_0)$  به  $(w_0)$  على الترتيب، كما تدعى الدوال (الإحصاءات):

$$-1$$
 جر = ق $(-\infty)$  = قرار  $-\infty$ 

$$-1$$
ب-۱ = ق(ص) – ق(ص) = ل

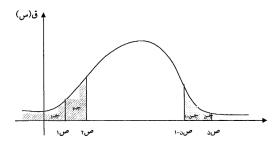
.....

$$- = \mathbf{\bar{o}}(\mathbf{o}_{0}) - \mathbf{\bar{o}}(\mathbf{o}_{0-1}) = \mathbf{b}_{0} - \mathbf{b}_{0-1}$$

خونو = قر
$$(+\infty)$$
 – قر $(-\infty)$  =  $(-0)$  ؛ صبی = سربی ای  $(-\infty)$  با ن

في هذه الخلايا بالمشمولات أو المغطيات، حيث إن مجموعها ∑ٍ جي=١ وهذا يعني أن جسي غطاء الخلية بي حيث ي=١، ...، ن١٠ ، ويبدو ذلك بوضوح على الشكل (١).





بما أن الغطاء جـر؛ ر=١، ... ، ن متغير عشوائي، فله إذن توزيع احتمالي، وهذا التوزيع يمكن إيجاده بسهولة بوضع ر = ر ، ي = ر-١ في العلاقة (٢):

(3) 
$$(3) = (61-3)^{1-1}$$

وېناءً على ذلك:

$$\begin{split} e(\Leftarrow_{\upsilon}) &= \dot{\bigcup} \int_{1}^{1} 3(1-3)^{-c-1} c \cdot 3 = \dot{c} \frac{T_{(\upsilon)} T_{(\dot{\omega})}}{T_{(\dot{\upsilon}+\dot{\upsilon})}} = \frac{1}{\dot{\upsilon}+\dot{\upsilon}} \\ e(\Leftarrow_{\upsilon}) &= \dot{\dot{\bigcup}} \int_{1}^{1} 3(1-3)^{-c-1} c \cdot 3 = \dot{\upsilon} \frac{T_{(\upsilon)} T_{(\dot{\omega})}}{T_{(\dot{\upsilon}+\dot{\upsilon})}} = \frac{\gamma}{(\dot{\upsilon}+\dot{\tau})(\dot{\upsilon}+\dot{\upsilon})} \\ \dot{\dot{\upsilon}}(\Leftarrow_{\upsilon}) &= \dot{\dot{\upsilon}}(\Leftarrow_{\upsilon}) - \left[ e(\Leftarrow_{\upsilon}) \right]^{\gamma} = \frac{\dot{\upsilon}}{(\dot{\upsilon}+\dot{\tau})(\dot{\upsilon}+\dot{\tau})} \\ \end{split}$$

# \* المعاينة في حالة عينات كبيرة Sampling For large Samples

بحثنا في البنود السابقة من هذا الفصل أساسيات نظريـة المعاينـة في حالـة





عينات بحجم محدود ن ولنتأمل الآن النتائج التي يمكن الحصول عليها من نظرية المعاينة عندما نجعل  $\infty$  , في هذه الحالة لمدينا مجتمع دالة توزيعه ق(س) وندرس متتالية من المتغيرات العشوائية  $\infty$ ,  $\infty$ , ... المستقلة مثنى مثنى، وأي فئة من ن من تلك المتغيرات تعتبر عينة عشوائية بحجم ن مأخوذة من المجتمع ق  $\infty$ (س).

وسنعتمد في هذا البند على مبرهنات النهاية ونتائجها المفيدة لدراسة السلوك التقاربي لميزات العينة وإيجاد التوزيعات التقريبية لدوال مختلفة في العينة، في حالة عينة كبيرة الحجم.

# \* تقارب عزوم العينة بالاحتمال

#### Convergence of Sample Moments in Probability

أحد أبسط النتائج المتعلقة بعـزوم العينـة مـن أجـل عينـات كـبيرة معطـاة بالمبرهنة الآتية:

مبرهنة: إذا كانت  $w' = (w, *, ..., w_o)$  عينة عشوائية من توزيع b(3)، وكان العزم من المرتبة ر للعينة w يتقارب بالاحتمال من العزم من المرتبة ر لـع عندما ن $\longrightarrow \infty$ .

الإثبات: لنرمز للعزم الابتدائي من المرتبة ر المعـرف بالعلاقـة (١) بــــأهـر للإشارة إلى علاقة عزم العينة بحجمها ن.

كما نعلم:

 $\alpha = \alpha_c$ 





 $\frac{\gamma_{\alpha-y}\alpha}{\sigma} = \frac{\gamma_{\alpha-y}\alpha}{\sigma}$  وحسب متباینة تشیبیشف:

 $\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}$ 

 $1=(\varepsilon \ge |_{\sigma}\alpha-_{\sigma}\alpha|_{\sigma})$  ان  $\varepsilon \ge |_{\sigma}\alpha-_{\sigma}\alpha|_{\sigma}$  ان عندما ن عندما ن عندما ن عندما ن عندما ن عندما ن عندما ن

لأن الاحتمال لا يتجـاوز الواحـد والعـزم الابتـدائي مـن المرتبـة ر لـــع موجود (حسب الفرض)، وهو المطلوب.

وبشكل مشابه، يمكن الإثبات من أجل العزم المركز  $\alpha_c$ , للعينة  $m^*$  على أنه يتقارب بالاحتمال من العزم المركزي  $M_c$  له عندما ن  $\infty$ .

تعني المبرهنة أن عزوم العينـة تعتـبر قيمـاً تقريبيـة جيـدة للعـزوم النظريـة الموافقة لها (إذا كانت هذه الأخيرة موجودة) في حالة عينات كبيرة الحجم.

وكحالة خاصة، عندما ر= 1 فـإن أ $_{01}$  =  $\overline{w}$  و  $_{10}$   $_{10}$  أي أن متوسـط العينة متقارب بالاحتمال من متوسط المجتمع  $_{10}$ 

وكذلك، عندما ر $^2$  ف لون م $^3$  و لا $^3$  و  $^3$ ، أي أن تبـاين العينـة متقارب بالاحتمال من تباين المجتمع  $^3$ .

بصورة عامة، تبقى المبرهنة صحيحة من أجل أي دالة مستمر لعدد منته من الكميات أور (فمثلاً، مور دالة مستمرة في أور، ... ، أور على شكل كثير حدود من الدرجة ر).

وهذه تعتبر نتيجة للمبرهنة العامة الآتية حول التقارب بالاحتمال لدالـة مستمرة في متغيرات عشوائية.



مبرهنـة: لـتكن المـتغيرات العـشوائية  $\eta_1(i), \eta_2(i), \eta_3(i)$  منهارب.  $\eta_1(i), \eta_2(i)$  معتمال، عندما ن  $\longrightarrow \infty$  إلى الثوابت جـ،  $\mapsto \pi_1$  مندها من أجل أي دالة مستمرة  $\eta_1(i), \eta_2(i)$  مندها من أجل أي دالة مستمرة  $\eta_1(i), \eta_2(i)$ 

با أن  $\varphi$  دالة مستمرة، فإنه مهما يكن العدد الحقيقي -2 يمكن إيجاد عدد حقيقي  $\delta = \delta$  (ع) بحيث أن:

من أجل 
$$|w_y - + v_y| < \delta$$
 ؛  $y = 1, \gamma$  ، . . . , ر

إذا رمزنا بـ  $\{|\eta_{v}(i)+\delta|^{2}\}$  ي = ۱، ۲، ... ، ر، فا الحادث  $|\eta_{v}(i)+\phi|^{2}$  الحادث  $|\eta_{v}(i)+\phi|^{2}$ 

ومن ثم:

وبناءً على التقارب بالاحتمال، حسب الفرض، للمتغيرات العشوائية  $\pi$  (ن)، فإنه من أجل أي عدد حقيقي  $\delta$  وأي  $\gamma > r$  يمكن إيجاد عدد طبيعي  $\delta$  ...  $\sigma$  ( $\sigma$ )، عيث إن:





نجد أن المتباينات: ح  $(\overline{\Psi}_{\nu}) < \overline{\Psi}_{\nu}$ ؛ ي = ۱، ۲، ... ، ر

محققة في آن واحد عندما ن≥ن.، وبالتالي:

وهو المطلوب.

نشير أيضاً لاستخدام إحصائي آخر للمبرهنة الثانية، عند دراسة خسواص منحنى توزيع متغير عشوائي مستمر، حيث نحتاج في الغالب لإيجاد معامل الالتواء ٢/ ومعامل التطاول٢/، المعرفين كما يلى:

$$\gamma_r = \frac{M_{\tau}}{M_{\tau}^{\gamma, \tau}}$$
,  $\gamma_r = \frac{M_{\frac{1}{2}}}{M_{\tau}^{\gamma, \tau}} - \tau$ ....(1)

وإذا كانت العينة العشوائية  $w^{\bullet} = (w, \cdot, w, \cdot, ..., w_{o})$  من توزيع مستمر U(3)، فإن معامل الالتواء والتطاول للعينة العشوائية  $\Gamma_{i_0}$ ، عرفان على النحو الآتى:

$$T - \frac{\epsilon_0 \hbar}{\frac{\epsilon}{3} \hbar} = r_0 \Gamma \cdot \frac{r_0 \hbar}{\frac{7}{3} \hbar} = r_0 \Gamma$$

وبملاحظة أن  $\Gamma_0$  ي  $\Omega_0$  ب عندما  $\Omega_0$  دالستين مستمرتين، عندما  $\Omega_0$  عزوم العينة وبالتالي حسب المبرهنة الثانية فإن  $\Gamma_0$   $\Omega_0$  يتقاربان بالاحتمال إلى الميزين النظريين الموافقين لهما  $\Omega_0$  عندما ن  $\Omega_0$ .



## \* التوزيعات التقريبية للعزوم الابتدائية للعينة

Approximating Distribution of sample elementary Moments

نفترض أن العزوم المختلفة من المرتبة ر للمجتمع ل(ع) موجودة، وهذا ما

نتخذه دائماً.

Convergence in ) إذا كان توزيع المتغير العشوائي  $\eta_0$  يتقارب بالتوزيع (distribution من توزيع المتغير العشوائي $\eta_0$ ، عندما ن

$$(\eta) \rightarrow (\eta)$$
 او ل $(\eta \circ)$ 

وفيما يلي، إذا كان المتغير العشوائي  $\eta_0$  ن  $\infty$  يتقارب من التوزيع الطبيعي بالمعلمتين  $M_0$  ،  $M_0$  عندما. أي لـه التوزيـع الحـدي ن  $M_0$  ،  $M_0$  فنعبر عن ذلك:

$$U(\eta_{_{0}}) \xrightarrow{\psi \to \infty} \psi(\eta_{_{0}}) \xrightarrow{\psi} \psi(\eta_{_{0}}) = 0$$

$$(\text{in})\text{(i)} \ \text{if} \ \xleftarrow{\text{weight}} \left(\frac{\text{in}}{\text{in}}M-\text{in}}{\text{in}}\right)\text{d}$$

يعطى التوزيع الحدي للعزم الابتدائي أ<sub>ن ر</sub> للعينة بالمبرهنة الآتية.

مبرهنة: إذا كان أه ر العزم الابتدائي من المرتبة ر لعينة عشوائية بمجم ن مجتمع ل(ع) عزمه الابتدائي  $\alpha$  موجود (منته)، فإن التوزيع الحدي لـ أ $\alpha$  هـ  $\alpha$  ن  $\alpha$   $\alpha$  ،  $\alpha$   $\alpha$  أي أن:

$$(\Upsilon) \qquad \qquad \left(\frac{\zeta \alpha_{-jr}\alpha}{\alpha_{jr}\alpha_{r}}, \alpha \right) 0 \ \dot{\omega} \leftarrow (\zeta_{jo}) \dot{\omega}$$





الإثبات: كما تعلم أ<sub>ذر</sub> عبارة عن متوسط ن من المتغيرات العشوائية سي؟ ي=١، ... ، ن المستقلة مثنى مثنى ولها نفس التوزيع، وهــو توزيع ع<sup>ن</sup>، إذن، حسب مبرهنة النهاية المركزية، فإن:

$$U(|_{\omega_{c}}) \xrightarrow{\omega \to \infty} U(|_{\alpha_{c}}, \frac{\alpha_{\gamma_{c}} - \alpha_{\zeta}}{\dot{\upsilon}}) e_{\alpha_{\zeta}} \cdot \frac{1}{\dot{\upsilon}} e_{\alpha_{\zeta}}$$

$$U(\frac{1_{\omega_{c}} - \alpha_{\zeta}}{\sqrt{(\alpha_{c}, -\alpha_{\zeta})} \sqrt{\dot{\upsilon}}}) \xrightarrow{\omega \to \infty} U(|_{\alpha_{\zeta}}, \frac{1}{\dot{\upsilon}} e_{\alpha_{\zeta}} \cdot \frac{1}{\dot{\upsilon}$$

وهو المطلوب.

distributed asymptotically ) وهذا يعني أن أور يتوزع طبيعياً بالتقارب ( ( normally ) وهذا يعني أن أور يتوزع طبيعياً بالتقارب وفق ن ( (ن يو،ن ( $\alpha$ - $\alpha$ - $\alpha$ ) من أجل ن أور =  $\sum_{j=1}^{n} \omega_{ij}$  يتوزع طبيعياً بالتقارب وفق ن ( (ن يو،ن ( $\alpha$ - $\alpha$ - $\alpha$ ) من أجل ن كبرة.

مبرهنة: (مبرهنة كليفينكو (Klevenco Theorem)):

وبناءً على شروط المبرهنة السابقة، فإن:

$$\int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} \int_{0$$

وتنص على أنه باحتمال يساوي الواحد فإن  $\bar{v}_{o}(\omega)$  تتقارب بانتظام س من ق(س)، وهذا يعني أن  $\bar{v}_{o}(\omega)$ ، كمقدر لـ ق(س)، يتقارب من ق(س) بانتظام لجميع قيم س وذلك باحتمال يساوي الواحد، وبعبارة أخرى يكون



الفرق أن ﴿س)-ق(س) صغيراً بقدر ما نريد (من أجل كل قيمة لـ س) باحتمال يساوي الواحد، عندما يكون حجم العينة كبيراً.

وإذا رمزنا بـ:

فإن دن متغير عشوائي منقطع يقيس الانحراف الأعظم للدالة ق (س) عن الدالة ق (س) على كامل محور الأعداد الحقيقية، ومن ثم يمكن كتابة العلاقة (٨) على الصورة:

مبرهنة: مبرهنة كالماغوروف Kalmagorov Theorem

إذا كان المتغير العشوائي الملاحظ ع مستمراً، دالـة توزيعـه ق(س)، فمــن أجل أي قيمة حقيقية معينة ع>٠ تتحقق العلاقة الآتية:

وعندما تكون ن كبيرة (ن≥٢٠) فإن:

$$2\left(c_{0} < \frac{3}{\sqrt{c}}\right) \approx 1 - 74 - 73^{\circ}$$

$$|e| = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} |e| = \int_{0}^{\infty} |e$$





هذا يعني أنه يمكن استخدام التوزيع كن كتقريب جيد لـ  $\sqrt{\frac{2}{\sqrt{b}}}$  في التطبيقات الإحصائية وذلك عندما تكون  $(\dot{b} \geq 7)$ .

تستخدم مبرهنة كالماغورورف لإيجاد الحدين (القيمتين) اللذين تقع بينهما دالة التوزيع ق(س)، عندما تكون هذه الأخيرة غير معلومة، وذلك باحتمال معين α ∈ (٠،١)، حيث إن:

$$2 \left( c_{_{_{\mathcal{O}}}} < \frac{2}{\sqrt{|c|}} \right) = 2 \left( \tilde{\mathfrak{d}}_{_{_{\mathcal{O}}}}^{\bullet}(\dot{c}) - \frac{2}{\sqrt{|c|}} < \tilde{\mathfrak{d}}(\dot{c}) \right) < \tilde{\mathfrak{d}}_{_{_{\mathcal{O}}}}^{\bullet}(\dot{c}) + \frac{2}{\sqrt{|c|}} \right) ? \ \forall \ \boldsymbol{\omega} \in \mathcal{T}$$

وعندما تكون ( $0 \ge 7$ ) فإن ع $\alpha$  تعين من المساواة: كرم  $\alpha$ 

هكذا، عندما تكون (ن≥٢٠)، فإن المتباينة:

$$\frac{3}{6}$$
 ق  $\frac{5}{6}(0)$  =  $\frac{2}{\sqrt{10}}$  =  $\frac{3}{6}$  (۱۳)  $\frac{3}{6}$  =  $\frac{3}{6}$  (۱۳)  $\frac{3}{6}$ 

محققة باحتمال يساوي α تقريباً، لكن ٠≤ ق(س)≤١، وبالتالي يمكن كتابـة المتباينة (١٣) على النحو الآتي:

تكمن أهمية الإحصاء دن(س) في توزيعه مستقل عن توزيع المجتمع الذي سنبحث منه العينة س، أي أن دن حر التوزيع، ويمكن إثبات ذلك على النحو الآتي:

إذا رمزنا بـ ق(س) = ل فإن:





وبالتعويض في (٩)، نجد:

د = قيمة قصوى |ق • [ق - (ل)] - ل | .

وبالانتقال إلى المتغيرات العشوائية:

 $0, \dots, 1 = 0$  ب 0 = 0 ن ب ن

الإحصاءات المرتبة للعينة (١٥، ... ، لن).

وبملاحظة أن المتباينة  $w_{(n)} extlesize = \infty$  مكافئة للمتباينة  $v_{(n)} extlesize extlesize = 0$  العلاقة (٣)، نجد:

$$\tilde{\mathfrak{d}}_{\tilde{\omega}}\left[\tilde{\mathfrak{d}}^{-1}([L]]\right] = \frac{1}{\tilde{\omega}}\sum_{v=1}^{\tilde{\omega}} \mathbb{A}_{\left(v_{0}-v_{0}(v_{0})\right)} = \frac{1}{\tilde{\omega}}\sum_{v=1}^{\tilde{\omega}} \mathbb{A}_{\left(L-L\right)}_{v_{0}} = \Phi_{\tilde{\omega}}^{-1}([L]) \cdots \cdots (\mathfrak{z} \mid 1)$$

يعني هذا أن الدالة  $\sigma_{o}(m)$  لا تعتمد على الدالة  $\sigma_{o}(m)$  وكما نعلم أن توزيع لي=  $\sigma_{o}(m)$  هـ و التوزيع المنتظم  $\sigma_{o}(m)$  و  $\sigma_{o}(m)$  دالة التوزيع المتجريبي الموافقة للعينة الملاحظة ل= (ل،، ... لن) الماتحوذة من التوزيع  $\sigma_{o}(m)$  وعلى ذلك فإن دن (س) يطابق قيمة قصوى  $\sigma_{o}(m)$  ومن شم توزيع دن مستقل عن  $\sigma_{o}(m)$  (لا يعتمد على توزيع المجتمع الأساسي).

وهذه الحناصة لها أهمية كبيرة، حيث يكفي حساب وجدولة توزيع دن مسرة واحدة من أجل عينات عشوائية مأخوذة من التوزيع ス(٠٠).

بناءً على ذلك وعلى التوزيع المقارب كن، تم بناء جدول اختبار





كالماغوروف، الذي يعطي القيم الحرجة  $\lambda$  الموافقة لكل من الاحتمال  $\alpha$  وحجم العينة ن، مجيث:

ح(د ن≥λ )= α.

وعندما تكون ن كبيرة، فإن:  $\sigma \left( c_{i} \ge \frac{3}{\sqrt{i}} \right) \approx 7$  مناء ت

ومنها: 
$$\int_{0}^{1} \frac{3}{\sqrt{i_0}} \le \alpha \Rightarrow \alpha \Rightarrow \gamma \approx \gamma$$

$$\frac{\alpha}{\alpha}$$
وباخذ لوغاريتم الطرفين، نجد: ع م $\alpha$  الطرفين، نجد

وهذا يعني، عندما تكون ن كبيرة فإن الحـد الحـرج Δ، يعـين مـن الـصيغة التقريبية:

$$\frac{\alpha}{\frac{\alpha}{1-1}} \approx \frac{1-1}{1-1} \log \alpha = \frac{\alpha}{1-1}$$

بالإضافة إلى ما سبق، فإن خاصة حر التوزيع لـ دن، أدت إلى استخدام واسع له في التطبيقات الإحصائية، وخاصة في مجال الاستدلال الإحصائي اللا معلمي.

#### مبرهنة: مبرهنة سميرنوف Smirnove Theorem

إذا كانت ق أرْس)، ق برْس) دالتي التوزيع التجريبي للمتغير العشوائي المستمر ع الموافقتين لعينتين عشوائيتين محجم ن١، ن، على الترتيب، والمأخوذتين من توزيع ق(س)، وكان:

د درس = قيمة قصوى ان (س) – ق برس (س) ا





فإن:

$$(\varepsilon) = \left(\varepsilon >_{\tau_{ij} \cup i} \sqrt{(\tau_{i} \cup \tau_{i} \cup i} / \tau_{i} \cup i)} \right) \subset \lim_{\infty \to \infty} \frac{1}{(\tau_{i} \cup \tau_{i} \cup i)}$$

من أجل أي عدد حقيقي ع>٠، حيث إن الدالة ك<sub>رع،</sub> معرفة بالعلاقـة (٢) ولهذه المبرهنة استخدام هام في اختبار الفرضيات.

#### \* التوزيع المقارب لوسيط العينة

Asymptotic Distribution of Sample Median

وجدنا في فقرة ماضية أن التوزيع الاحتمالي لوسيط عينـة عـشوائية س= (س،، ... ، سن،) ماخوذة من توزيع مستمر ق(س).

وذلك عندما يكون حجم العينة ن صغيراً أو كبيراً، سنبحث في هذه الفقرة عن التوزيع التقريبي لوسيط عينة عشوائية كبيرة الحجم.





وقيمته المتوقعة وتبيانه:

$$\underbrace{\frac{(1+\omega-\dot{\omega})\dot{\omega}}{(1+\dot{\omega})}}_{r} = \underbrace{\frac{\omega}{(\dot{\omega}+\dot{\omega})}}_{r} = \underbrace{\frac{\omega}{(\dot$$

ومن ثم بافتراض حجم العينة فردي (ن=٢م+١)، فإن القيمة المتوقعة والتباين لوسيط عينة عشوائية (ل١، ... ،  $b_0$ ) مسحوبة من توزيع منتظم (0,0)1) هما (بوضع (0,0)2).

$$e(\widetilde{\bigcup}) = \frac{1}{7}$$
  $w$   $s(\widetilde{\bigcup}) = \frac{1}{3(i + 7)} \dots (17)$ 

وبناءً على المبرهنة الآتية: إذا كان س متغيراً عشوائياً بمتوسط M وتباين  $\sigma^7$ ، وكانت  $\sigma=$   $\mathcal{E}(\omega)$  دالة ما في  $\omega$ ، فيمكن الحصول على و $\omega$  و $\omega$  و $\omega$  و $\omega$  و $\omega$  و $\omega$  وغرص) تقريباً وفق العلاقتين:

$$(M)$$
  $\stackrel{1}{\stackrel{\checkmark}{\smile}} (M) + (M) \stackrel{1}{\stackrel{}{\smile}} (M)$ 

يمكن إيجاد قيمة تقريبية لكل من القيمة المتوقعـة والتبــاين للإحــصاء صي باستخدام العلاقة بين صي و ل<sub>اي)</sub> على النحو الآتى:

$$U_{(2)} = \tilde{\mathfrak{o}}(\omega_{2}) \Longrightarrow \omega_{2} = \tilde{\mathfrak{o}}^{-1}(U_{(2)})$$

ومن ثم:

$$\left(\underbrace{\frac{2}{(v_{(k)})}}\right) = \tilde{o}^{-1} \left[ \left( U_{(k)} \right) \right] = \tilde{o}^{-1} \left( \frac{2}{(v_{(k)})} \right)$$



$$3(\omega_{\nu})^{\infty} \approx \frac{2(\omega - \frac{1}{2} - \frac{1}{2})}{\left[\tilde{\Sigma}\left[\tilde{\Sigma}\right]^{\frac{1}{2}} - \frac{1}{2}\left[\tilde{\Sigma}\right]^{\frac{1}{2}}\right]} = \frac{1}{2}\left[\tilde{\Sigma}\left[\tilde{\Sigma}\right]^{\frac{1}{2}} - \frac{1}{2}\left[\tilde{\Sigma}\right]^{\frac{1}{2}}\right]} \approx \tilde{\Sigma}^{\frac{1}{2}} = \tilde{\Sigma}^{\frac{$$

عندما تكون ن كبيرة.

وهذا يعني أن وسيط العينة تقدير غير متحيز تقريباً لوسيط المجتمع  $\widetilde{\mathbf{M}}$ . مبرهنة: إذا كانت  $\mathbf{m}=(\mathbf{m}_1,\ldots,\mathbf{m}_0)$  عينة عشوائية من مجتمع كنافة توزيعه الاحتمالية ق $(\mathbf{m})$  ودالة توزيعه ق $(\mathbf{m})$ ، فإن وسيط هـذه العلاقة  $\widetilde{\mathbf{m}}$  يتوريعه أن يتوزع تقريباً وفق التوزيع الطبيعي بمتوسط و  $\widetilde{\mathbf{m}}$  وتباين ع  $\widetilde{\mathbf{m}}=\frac{1}{2}$  عندما تكون ن كبيرة.

أي أن:





## تمارين

اذا كان ع متغيراً عشوائياً يصف درجات الطلاب في مقرر ما (حيث الدرجة من ١٠٠)، وأخذت ١٨ ملاحظة مستقلة، فكانت على النحو الآتي: ١٨، ٥٥، ٥٩، ٥٩، ٥٧، ٨٧، ٨١، ٤١، ٥٥، ٤١، ٨٧، ٨٨، ٨٨، ٨٨، ٨٠

#### المطلوب:

- ١. بناء جدول التوزيع التكراري لدرجات الطلاب.
- ٢. إيجاد دالة التوزيع التجريبي لـ ع الموافقة للعينة الملاحظة.
- ٣. رسم المدرج التكراري للتوزيع التجريبي لدرجات الطلاب.
- ٢- ليكن لدينا التوزيع التجريبي لمتغير عشوائي مستمر كما هـو مبين في
   الجدول الآتي:

جدول التوزيع التجريبي

٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	القيم الملاحظة س
٠,٠٥	٠,١٥	٠,٢٠	۰٫۳۰	٠,١٥	٠,١٠	٠,٥	التكرار النسبي ني/ ن

#### المطلوب:

- ١. إيجاد دالة التوزيع التجريبي لـ ع.
- ٧. رسم المدرج والمضلع للتوزيع التجريبي لـ ع.
- ٣. ما هو نوع توزيع ع الذي تستقرئه من شكل المدرج أو المضلع التكراري؟.





٣- إذا كانت س= (س،، ...، سن) عينة عشوائية من مجتمع ينبع توزيع ق(س، )، فين أي من الدوال الآتية يمثل إحصاء:

$$\dot{\Sigma}_{r} = \sum_{i \in \mathcal{I}} \dot{\Sigma}_{i} = \frac{\dot{\Sigma}_{r} + \dot{\Sigma}_{r}}{r} \quad , \quad \dot{\Sigma}_{r} = \frac{\dot{\Sigma}_{r} + \dot{\Sigma}_{r}}{r} \quad , \quad \dot{\Sigma}_{r} = \frac{\dot{\Sigma}_{r}}{r}$$

$$\dot{\boldsymbol{\Sigma}}_{\boldsymbol{y}} = \sum_{\boldsymbol{y}=1}^{\boldsymbol{y}-1} \; \boldsymbol{L}_{\boldsymbol{x}_i} \boldsymbol{w}_{\boldsymbol{y}} \qquad , \qquad \dot{\boldsymbol{\Sigma}}_{\boldsymbol{o}} = \boldsymbol{A}^{\boldsymbol{\Theta} \boldsymbol{U}_{\boldsymbol{y}}} \qquad , \qquad \dot{\boldsymbol{\Sigma}}_{\boldsymbol{f}} = \frac{\boldsymbol{\omega} \boldsymbol{U}^{\boldsymbol{N} \boldsymbol{U}_{\boldsymbol{f}}}}{\boldsymbol{\omega}_{\boldsymbol{G}}}$$

 ٤- إذا كانت س=(س، س، س، س، عينة عشوائية من التوزيع ح(٠،١) فأوجد توزيع كل من المتغيرين:

٥- إذا كانت س=(س، س) عينة عشوائية من التوزيع ن(١) (٠، ١) فأوجد:

Y. 
$$\overline{v}(y) = \frac{(w_1+w_7)^7}{(w_1-w_7)^7}$$

$$\frac{\left(w_1+w_2\right)}{\sqrt{\left(w_1-w_2\right)^{7}}}$$
 توزیع

 $\Gamma$  - بفرض  $m = (m_1, ..., m_0)$  عينة عشوائية من التوزيع  $G^{(1)}(\bullet, \bullet)$  . اوجد:



۲. توزیع ك < ن ؛ كس ن + (ن - ك) س ن د</li>

۳. توزیع س<u>ن</u>

٧- إذا كانــت س=(س، س) و ص=(ص، ص) عينــتين عــشوائيتين
 مستقلتين من التوزيع ن<sup>(۱)</sup>(۱، ۱) و ن<sup>(۱)</sup>(۱، ۱) على الترتيب، فأوجد:

۱. توزیع س+ص

 $(-\omega_{-1}\omega_{-1})/\tau/[\tau_{-1}(-\omega_{-1}\omega_{-1})+\tau_{-1}(-\omega_{-1}\omega_{-1})]V$ .Y

٣. (٢س-س) ١٠/ (س-س)

۸- لـــــــــتكن ل(س $_{10}$ ) = ن $^{(1)}$ (ي،  $_{2}$ )؛  $_{2}$  = ۱، ۲، ۳ و س $_{1}$ ،  $_{10}$  متغيرات عشوائية مستقلة مثنى المثنى:

۱. أعط مثالاً لإحصاء يتبع بتوزيع  $\chi^{\chi}$  بثلاث درجات حرية.

٢. أعط مثالاً لإحصاء يتبع توزيع ق٢.١٠.

٣. أعط مثالاً لإحصاء يتبع توزيع م (٢).

٩- إذا كانت س= (س١، ... ، سن) عينة عشوائية من التوزيع المنتظم
 ح(-٢، ٢)، فأوجد:

توزيع كل من المتغيرين س(١) و س(ن).

٢. التوزيع المشترك لـ س(١) و س(٢).

٣. توزيع وسيط العينة  $\stackrel{\sim}{m}$  بافتراض أن ن عدد فردي.



- $\Gamma J(U)$  مینة عشوائیة من توزیع ل $\Gamma J(U)$  ... ، سن عینة عشوائیة من توزیع ل $\Gamma J(U)$  . ۱۰  $\Theta$  . فاوجد:
  - - التوزيع الاحتمالي لـ (س(١)، ... ، س(ن).
- ٣. التوزيع الاحتمالي لكل من المتغيرين س(١) و س(ن) شم احسب
   متوسط وتباين كل منهما.
- ۱۱- إذا كانت  $m = (m_1, ..., m_6)$  عينة عشوائية من التوزيع  $(-\pi, \pi)$  فأوجد متوسط وتباين كل من المتغيرات الآتية:
- - التوزيع الاحتمالي س(ن)-س(١).
  - التوزيع الاحتمالي لوسيط العينة س.
  - التوزيع الاحتمالي لـح=س(ن)-س(۱).





۱۳ – إذا كانت س = (س، س، عنة عشوائية من التوزيع الأسي:  $v(\omega) = \frac{1}{V} a^{\frac{1}{V}} + \frac{1}{V} = \frac{1}{V} a^{\frac{1}{V}}$ 

۱۰- إذا كانت  $w = (w_1, w_2)$  عينة عشوائية من التوزيع المنتظم  $(v_1, w_2)$  ) و كانت  $v_2 = (w_1, w_2)$  العينة المرتبة الموافقة لـ  $v_3 = (w_1, w_2)$  التوزيم الشرطى لـ  $v_4 = (w_1, w_2)$ 

وكانت ص١٠ ... ، صن الإحصاءات المرتبة الموافقة لـ س، فأوجد:

متوسط وتباین ص٫-ص٫.

متوسط وتباین میں میں ۲

٣. توزيع وسيط العينة سّ

١٦- إذا كانت س= (س١٠ ... ، سن) عينة عشوائية من توزيع ق(س)، وكانت العزوم المركزية (حول المتوسط) من المرتبة ٢ر لهذا التوزيع موجودة، فأثبت أن:

$$\frac{1}{2} \gamma_{0c} = \frac{1}{c} \left[ M_{\gamma c} - M_{\gamma}^{\gamma} - C_{(c,j)} M_{\gamma} M_{(c,\gamma)} + C_{jc} M_{\gamma} M_{(c,\gamma)} \right] \gamma_{c,j}}{2} + c M_{\gamma c} M_{\gamma$$

۱۷ – إذا كانست  $m = (m_0, \dots, m_0)$  و  $m = (m_0, \dots, m_0)$  عينستين عشوائيتين مستقلتين مأخوذتان من التوزيع  $\sigma^{(1)}(\ge_1, \sigma^{(1)})$  و  $\sigma^{(1)}(\ge_1, \sigma^{(1)})$  على الترتيب، فأثبت أن توزيع المتغير العشوائي:





$$\frac{\left(,\mu-,\mu\right)-\left(\overline{\omega}-\overline{\omega}\right)}{\left(\frac{\tau^*,r(1-,\dot{\omega})+\tau^*,r(1-,\dot{\omega})}{\tau^-,\dot{\omega}+\dot{\omega}}\right)\left(\frac{1}{r\dot{\omega}}+\frac{1}{r\dot{\omega}}\right)}{r\dot{\omega}}$$

يتبع توزيع م(ن-۲)، حيث إن:

$$\beta_{i}^{r} = \frac{1}{(i_{r}-l)} \sum_{j=1}^{i_{r}} \left(\omega_{i_{p}} - \overline{\omega_{j}}\right)^{-\gamma} \qquad \text{e} \qquad \beta_{i}^{r} = \frac{l}{(i_{r}-l)} \sum_{j=1}^{i_{r}} \left(\omega_{i_{p}} - \overline{\omega_{j}}\right)^{-\gamma}$$

۱۸ - إذا كانـت لـدينا عينـة عـشوائية س بحجـم (ن = ۲م+۱) مـن توزيـع
 ۲ - إذا كانبت أن وسيط هذه العينة له توزيع ب(م+۱، م+۱).

۱۹ - إذا كانت (س،، ، ، ، سن) عينة عشوائية من توزيع مستمر ق (س)، وكانت  $v_0 = \frac{\delta u_0}{2} = \frac{\delta u_0}{2}$  وكانت  $v_0 = \frac{\delta u_0}{2} = \frac{\delta u_0}{2}$  العشوائي المنقطع دن عندما ن $v_0 = 0$ 

٠٠- ليكن ع متغيراً عشوائياً يتبع التوزيع الأسي:  $v(w) = \frac{1}{v} \cdot \frac{1}{v} \cdot v > v$ 

سحبت عينة عشوائية بمحجم ن=١٠ من هذا التوزيع فكانــت علــى النحــو الآتى:

۲، ۳، ۵، ۲, ۲، ۵، ۵، ۲، ۲، ۲، ۲، ۲، ۳، ۲، ۳، ۱۱

أوجد قيمة الإحصاء در = قيمةعظمى أقن (س) -ق(س)

۲۱ إذا كانت س= (س،، ... ، سن) عينة عشوائية من توزيع مستمر دالة توزيعه:

س (س)=۱−هـ -ه. س ؛ س>٠



# مقاییس انتشتت Measures of dispersion



## الفصل الثالث

## مقاييس التشتت Measures of dispersion

#### إذا قمنا بحساب الوسط الحسابي لمجموعة البيانات الآتية:

۹,٥	٧,٥	٥,٥	۳,٥	مركز المجموعة
٥	٧	٣	٥	التكرار

## وكذلك لمجموعة البيانات:

11,0	۹,٥	٧,٥	٥,٥	٣,٥	مركز الجموعة
۲	١	٨	٥	٤	التكرار

لوجدنا أن كلاً من هاتين المجموعتين من البيانات لهما نفس قيمة الوسط الحسابي س -٦,٧-.

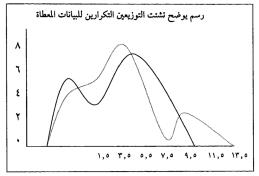
وبالنظر إلى المنحنيات التكرارية لهما الموضحة بالشكل الذي أهامك، لوجدنا أن هناك اختلاف واضح وبينهما فهناك منحنى أقبل اتساعاً من الآخر وهذا يدعونا إلى البحث عن مقياس آخر يمكنه قياس الدرجة التي تميل بها البيانات للانتشار حول قيمة الوسط وهو ما يسمى بالتشتت. ومقاييس التشتت نقسمها إلى أربع أنواع هي:

#### ۱- المدى Range

Y- نصف المدى الربيعي أو المتغير الربيعي ( Semi-Inter Quartile ) (Deviation).







٣. الانحراف المتوسط (The Mean Deviation)

التباین ومعامل الاختلاف (Variance and Coefficient of variation)
 وسوف نقوم بشرح كل منها على حدة.

# أولاً: المدى Range

وهو أبسط وأسهل مقاييس التشتت فإذا كانت لدينا مجموعة من البيانات سرر، سرم، سرم، س، سن فإن المدى هو الفرق بين القيمة العظمى للبيانات ولتكن سيسس والقيمة الصغرى للبيانات ولتكن هي سيسنى ويمكن كتابته بالصورة:

المدى = سعظي - سصنري

كذلك إذا كانت البيانات مبوبة فإننا نستبدل القيمة العظمى للبيانات بالحد





الفعلي للمجموعة العليا والقيمة الصغرى بالحد السفلي للمجموعة الدنيا وبالتالي فإن المدى لبيانات مبوبة يعطى كالآتى:

المدى = الحد الأعلى الفعلي للمجموعة العليا - الحد الأدنى الفعلي للمجموعة الدنيا

واضح أن قيمة المدى تعتمد على القيم الطرفية أو الحدية للبيانات.

فإذا نظرنا إلى الشكل السابق لوجدنا أن المدى يعبر عـن طـول اتـساع فتحـة المنحنى إلى أسفل وهو ما يسمى بمنطقة الرسم أو بمدى القيم وهي المنطقـة الــي تتواجد فيها جميع البيانات.

مثال (١):

أوجد مدى البيانات الآتية: ٢، ٣، ٥، ٦، ٨، ١٠، ١٤، ١٦.

:,날

المدى = سعظمى - سصغرى

E = T - 17 =

حيث س عظم هي القيمة العظمى و س منوى هي القيمة الـصغرى لهـذه البيانات.

مثال (٢):

أوجد مدى البيانات الآتية: ٢، ٣، ٥، ٢، ٨، ١١، ١١٦.

الحل:

المدى = س<sub>عظمى</sub> - س<sub>صغرى</sub>

111-7=311





ملحوظة: في المثالين السابقين لاحظ تأثر المدى بالقيم المتطرفة.

#### مثال (٣):

#### أوجد مدى البيانات الآتية:

۸۹-۸۰	٧٩-٧٠	79-7.	09-0+	٤٩-٤٠	المجموعات
٤	11	10	٧	٤	التكرار

#### الحل:

المدى = الحد الأعلى الفعلي للمجموعة العليا - الحد الأدنى الفعلي للمجموعة الدنيا

وفي أغلب الأحيان يراد عمل مقارنة بين توزيعين لهم وحدات مقياس مختلفة لذا نلجأ لما يسمى باسم المعامل أو القياسات النسبة ومنها المدى النسي.

### تعريف معامل المدى Coefficient range

يعرف معامل المدى أو المدى النسبي بأنه النسبة:

Mac Minney = 
$$\frac{\omega_{\text{adw}} - \omega_{\text{naive}}}{\omega_{\text{adw}} + \omega_{\text{naive}}}$$

#### مثال (٤):

أوجد المدى النسبي للبيانات في المثال السابق.

## الحل:

يعطى المدى النسبي بالصورة: المدى النسبي= ساعش -س مندى





وبالتعويض بالحد الفعلي الأعلى للمجموعة الأخيرة والحد الأدنى الفعلي للمجموعة الأولى فإن المدى النسبي هو:

المدى النسبي=
$$\frac{79,0-19,0}{79,0+19,0}$$
= $\sqrt{79,0}$ 

#### \* مميزات المدى:

١- يسهل فهمه وحسابه.

٢- يعطى فكرة سريعة عن طبيعة البيانات المعطاة.

#### \* عيوبه:

١- يعتمد في حسابه على قيمتين فقط ويترك بقية القيم.

٢- يتأثر بالقيم المتطرفة.

## ثانياً: نصف المدى الربيعي أو التغير الربيعي

#### Semi-inter quartile deviation

يعرف نصف المدى الربيعي بأنه نصف الفرق بين الربيع الثالث رم والربيع الأول ر. ويعطى بالصورة:

$$c = \frac{1}{7}(c_7 - c_7)$$

وفي معظم الأحوال نجد أن ٥٠٪ من البيانات تقع بين الربيع الأول را والربيع الثالث رم وباستبعاد أجزاء البيانات المتطرفة التي تقع قبل را وبعد رم فإننا نجد أن قيمة نصف المدى الربيعي تزداد بزيادة تشتت ٥٠٪ من البيانات التي تقع حول الوسط الحسابي وتقل قيمته بزيادة تركيزها وانتظامها.





وكما عرفنا نصف المدى الربيعي يمكننا تعريف نصف المدى العشيري وذلك باستبدال ر، بع، واستبدال ر، بع، ويمكن أيضاً بالمثل تعريف نصف المدى المثيني.

## \* تعريف معامل الاختلاف الربيعي Coefficient quartile deviation

يعرف معامل الاختلاف الربيعي بأنه النسبة:

معامل الاختلاف الربيعي= $\frac{c_1-c_1}{c_1+c_1}$ 

#### مثال (٥):

#### احسب معامل الاختلاف للبيانات الآتية:

الجموع	74-7.	09-0.	٤٩-٤٠	49-4.	79-7.	19-1.	درجات الرياضيات
۸۰	٥	1.	40	77	1.	٨	عدد الطلاب

## الحل:

# ن = ۸۰ هو عدد البيانات نقوم بتكوين الجدول التكراري المتجمع الـصاعد

## كما يلي:

التكرار المتجمع الصاعد لعدد الطلاب	أقل من الحدود الدنيا للمجموعة
•	أقل من ٥ ,٩
٨	أقل من ١٩,٥
١٨	أقل من ٢٩,٥
٤٠	أقل من ۳۹٫٥
70	أقل من ٥,٩٤
٧٥	أقل من ٥٩٫٥
۸۰	أقل من ٦٩,٥



۱. لحساب ر، فإننا نوجد ترتيبه وهو  $\frac{\dot{U}}{2} = \frac{\Lambda^{-}}{2}$  ۲۰ وعليه فإن:

$$1 = 0, PY$$
 ,  $\overline{0}_f = Af$  ,  $\overline{0}_{T} = 43$  ,  $A_{-} = 41$ 

وبالتالي نقوم بالتعويض في:

$$v_{i,\xi=(1,1)} = \frac{\dot{v}_{i,\xi}}{\dot{v}_{i,\xi}} = \frac{\dot{v}_{i,\xi}}{\dot{v}_{i,\xi}} + v_{i,\xi} = v_{i,\xi} = v_{i,\xi} = v_{i,\xi}$$

۲. بالمثل لحساب ر
$$* 0 = \frac{7}{2} = \frac{7 \times 1}{2} = 7$$
 وبالتالي فإن:

وعلیه ر
$$_{1}=1+\frac{3^{1}}{6}-\frac{5}{10}$$
. ه اي آن ر $_{1}=0.89+\frac{1.5-1.3}{10}$ .(۱)= ۲۹٫۰ وعلیه ر $_{1}=1$ 

وبالتالي فإن معامل الاختلاف الربيعي هو = 
$$\frac{r, \ell - \ell V, 0}{r, \ell + \ell V, 0}$$
 = ۲۰,۰

# \* مميزات نصف المدى الربيعي أو التغير الربيعي:

۱– يسهل فهمه وحسابه.

٢- لا يتأثر بالقيم المتطرفة.

٣- يسهل حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة.

#### \* عيوبه:

١- لا يعتمد في حسابه على جميع القيم المعطاة وبالتالي فهـ و لا يمثلـ ها تمثيـ ل
 جيد.

٢- لا يمكن التعامل معه في المعالجات الجبرية.



# ثَالثاً: الانحراف المتوسط The mean diviation

### أ) الانحراف المتوسط لبيانات غير مبوية

يعرف الانحراف المتوسط لمجموعة من القيم غير المبوبة ولتكن س،، س،، س، m، س،، القيم عن الوسط الحسابي m، أى أنه يساوى:

$$|\mathbf{Y} = \frac{1}{|\mathbf{Y}|} \sum_{j=1}^{n} \mathbf{E}_{ij} \left| \mathbf{W}_{ij} - \mathbf{W}_{ij} \right|$$

ولتوضيح ذلك فإذا كان لدينا القيم ٢، ٣، ٤، ٥، ٦ فإن وسطها الحسابي هو  $\overline{m}=3$  وبالتالي تكون انحرافات هذه القيم عن العدد ٤ هي كالآتي: 7-3، 7-3، 3-3،

وبإيجاد متوسط هذه القيم نجد أنه يساوي 7 هو الانحراف المتوسط.

# ب) الانحراف المتوسط البيانات المبوبة

يعرف الانحراف المتوسط لمجموعة من البيانات المبوبة مراكز مجموعاتها همي س، س، س، س، س، س، وبتكرارات منــاظرة همي ق،، ق،، ق،، ق، بأنــه متوسط الانحرافات المطلقة لهذه المراكز عن الوسط الحسابي س، أي أنه يساوي:

$$\left| \frac{1}{\sqrt{2}} \right| \left| \frac{1}{\sqrt{2}} \right| \left| \frac{1}{\sqrt{2}} \right|$$



حيث ن= يُر قى .

ويمكن كتابة المقدار  $c_{s}=m_{s}-\overline{m}$  للتبسيط.

 $\left| \mathbf{k} \right|_{\mathbf{v}} = \frac{1}{\mathbf{v}} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{v}_{i}$  الانحراف المتوسط

مثال (٦):

# أوجد الانحراف المتوسط للبيانات الآتية:

			-			
99-90	A4-A+	V9-V•	79-70	09-00	٤٩-٤٠	المجموعات
١	۲	11	10	٩	۲	التكرار

### : 14

# نكون الجدول الآتي:

ق ادا	د=س-س	قس	التكرار ق	مراكز الحجموعات س
٤٢,٥	Y1,Y0-	۸۹	۲	٤٤,٥
1+1,70	11,70-	٤٩٠,٥	٩	08,0
14,70	1,70-	977,0	10	٦٤,٥
47,70	۸,۷٥	۸۱۹,٥	11	٧٤,٥
٣٧,٥	۱۸,۷۵	179, •	۲	٨٤,٥
۲۸,۷۵	۲۸,۷۵	98,0	١	98,0
440		775.	٤٠	الجموع

الوسط الحسابي هو:
$$-\frac{1}{\omega} = \frac{1}{1} \sum_{y=1}^{\infty} \bar{\mathbf{e}}_{y} \quad , \qquad \dot{\mathbf{v}} = \sum_{y=1}^{\infty} \bar{\mathbf{e}}_{y}$$

$$70, 90 = \frac{777}{\xi}$$





وبالتالي فإن الانحراف المتوسط هو:

 $=\frac{1}{i}\sum_{j=1}^{n}\tilde{\mathbf{v}}_{ij}\left|\mathbf{c}_{ij}\right|$ 

٨,١٢٥= ٣٢٥

### رابعاً: التباين ومعامل الاختلاف

#### The variance and coefficient of variation

أ) التباين: يعتبر كل من التباين والانحراف المعياري وجهان لعملة واحدة ويعتبر كل منهما من أهم المقاييس الإحصائية والشائعة الاستخدام سواء في الإحصاء الوصفي أو الاستدالي والعلاقة التي تربط التباين بالانحراف المعياري تجعلنا نتحدث عن أحدهم ويكون للثاني نفس الخصائص. فالتباين هو مربع الانحراف المعياري وهو مقياس لمدى تباعد وتقارب البيانات من بعضها البعض فكلما صغرت قيمته دل ذلك على انتظام وانسجام وتقارب القيم والعكس كلما زادت قيمته كان دليل على تشتت هذه القيم.

يعرف التباين بأنه متوسط مربعات الانحرافات عـن الوسط الحـسابي لهـا. ويرمز له بالرمز σ أو نكتب الحروف الأولى مـن الكلمـات المكونـة لــه باللغـة الإنجليزية كالآتي تباين (س) حيث س تعني الظاهرة تحت الدراسة.

أي أن:

√= ر<u>س)</u> تباین (س)





# أ) التباين والانحراف المعياري لبيانات غير مبوية

وإذا كان لدينا مجموعة من القيم غير المبوبة ولتكن:

س١٠ س٢٠ س٣٠ ...، سن لها الوسط الحسابي س فإن التباين لها هو:

تباين (س)  $= \frac{1}{1} \sum_{j=1}^{\infty} (w_{ij} - \overline{w_{jj}})^{*}$  ويمكن تبسيط صورة التباين السابقة كالآتي:

$$\overrightarrow{i}_{\text{lug}} (\mathbf{w}) = \frac{1}{0} \sum_{\text{lug}}^{\infty} w_{\text{lug}} - \frac{\sqrt{w_{\text{lug}}}}{0} \sum_{\text{lug}}^{\infty} w_{\text{lug}} + \frac{\overline{w_{\text{lug}}}}{0} \sum_{\text{lug}}^{\infty} 1$$

$$=\frac{1}{C}\sum_{v=1}^{C}\omega_{v}\sum_{v}^{v}-\left(\frac{\sum_{v=1}^{C}\omega_{v}}{C}\right)^{v}=\frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}\right)^{v}$$

#### مثال (٧):

أوجد الانحراف المعياري والتباين للقيم الآتية: -١٠، ٠، ٥، ١٠، ٢٥، ٣٠

### الحل:

د۲	د=س-س	س
٤٠٠	۲۰-	1
1	1	•
70	0-	٥
		1.
770	10	.۲0
٤٠٠	٧.	٣٠
110.		$\sum_{v=l}^{c}w_{v}=r$



$$\overline{w} = \frac{1}{1} \sum_{i=1}^{\infty} w_{i} = \frac{1}{r} = 1$$

وبالتالي فإن التباين هو: تباين (س)  $= \frac{t}{\dot{0}} \sum_{j=1}^{n} c_{ij}^{\gamma} = \frac{1}{r} = 191,77$ 

وبالتالي فإن الانحراف المعياري هو:

. ۱۳,۸٤ =  $\sqrt{(m)}$  تباین  $\sqrt{r} = \sigma$ 

ويمكن إيجاد نفس النواتج باستخدام الصور المباشرة الآتية:

$$191,77 = \sqrt{\frac{7}{7}} - \frac{170}{7} = \sqrt{(\omega)} - \frac{1}{7} \omega = 7\sigma$$

ب) التباين والانحراف المعياري لبيانات مبوبة

إن كان لدينا مجموعة من البيانات المبوبة مراكز مجموعاتها هي س،، س،، س،، س، بتكرارات متناظرة هي ق، ق،، ق،، ق،، ق، ولها الوسط الحسابي س، فإن التباين لهذه البيانات هو:

$$\ddot{\nu}_{j,j}(\omega) = \frac{1}{\dot{\nu}} \sum_{j=1}^{n} \ddot{\nu}_{\nu_{j}} \left(w_{\nu_{j}} - \overline{w_{j}}\right)^{\gamma} \quad , \qquad \dot{\nu} = \sum_{j=1}^{n} \ddot{\nu}_{\nu_{j}}$$

ويمكن تبسيط الصورة السابقة كما سبق في حالة البيانات غير المبوبة كالآتي:

$$\bar{x}_{\mu} |_{yy} (\omega) = \frac{1}{U} \sum_{v=1}^{N} \bar{b}_{v} \omega_{v}^{N} - \left( \frac{\sum_{v=1}^{N} \bar{b}_{v} \omega_{v}}{U} \right)^{N}$$





# هي مجموع التكرارات.

#### مثال (٨):

# أوجد الانحراف المعياري والتباين لمجموعة البيانات:

۸۹-۸·	٧ <b>٩-</b> ٧٠	79-70	09-0.	19-11	44-4.	19-1.	الدرجات
٣	٦	۱۲	18	۱۸	١٣	٤	عدد الطلاب

# الحل:

قىس ئى	قېسي	التكرار قي	المراكز سي	المجموعات
78.1	4.4	٤	78,0	79-7.
10877,70	£ £ A , 0	١٣	٣٤,٥	<b>٣9-٣</b> •
<b>70788,0</b>	۸۰۱	١٨	٤٤,٥	٤٩-٤٠
£10AT,0	٧٦٣	١٤	08,0	09-0+
29977	YYE	۱۲	78,0	74-7.
777.1,0	££Y	٦	٧٤,٥	V4-V•
Y12Y+, Y0	۲٥٣,٥	٣	٨٤,٥	۸۹-۸۰
کُ ی=ا ی=ا	ک <sub>ی=</sub> ا کی=ا	کُ پ≕ قی =۰۷		الجموع

# وبالتالي فإن التباين هو:

$$\ddot{v}_{j,j,j}\left(w_{0}\right) = \frac{1}{\dot{v}}\left(\sum_{y=1}^{2}\ddot{b}_{y_{0}}w_{0}\frac{v}{v} - \frac{\left(\sum_{y=1}^{2}\ddot{b}_{y_{0}}w_{0}v\right)^{2}}{\dot{v}}\right)$$





$$\Upsilon \Upsilon \cdot , \Upsilon \Upsilon = \left(\frac{\Upsilon (\Upsilon \circ A \circ)}{\Upsilon \cdot} - 199 \Upsilon \xi \Upsilon, \circ\right) \frac{1}{\Upsilon \cdot} =$$

ومنها فإن الانحراف المعياري هو σ= ۲۳۰٫۶۳۷= ۱٥٫۱۹

ملحوظة: تسمى الطريقة السابقة بالطريقة المباشرة ويعيب على هذه الطريقة صعوبة الحسابات وطول الوقت المستغرق فيهما عندما تكون البيانــات كبيرة.

### خصائص التباين والانحراف العياري

 ا إضافة أو طرح أي عدد حقيقي ثابت من جميع البيانات لا يؤثر على قيمة التباين أو الانحراف المعارى.

وعند استخدامنا لهذه الخاصية فإن الطريقة المتبعة تسمى بالطريقة المختصرة. أى بفرض أن أ هو وسطاً فرضياً لظاهرة ما س فإن:

تباین (س ± أ) = تباین (س)

البرهان:

نستخدم تعريف التباين فإن:

$$(w\pm i) = (w\pm i)^{-1}$$
تباین (w ± i) تباین

$$(1\pm\overline{w})-\overline{(1+w)}=$$

وباستخدام خصائص الوسط الحسابي فإن:

$$^{\mathsf{T}}_{\mathsf{+}}\overline{\mathsf{w}} = (\overline{\mathsf{w}}^{\mathsf{T}} \pm \mathsf{T} \overline{\mathsf{w}} + \overline{\mathsf{w}}) = (\overline{\mathsf{w}}^{\mathsf{T}} \pm \mathsf{T} \overline{\mathsf{w}} + \overline{\mathsf{w}})$$
تباین (س±ا)

= تباین (س).





 عند قسمة جميع البيانات على عدد ثابت لا يساوي الصفر (يكون في الغالب طول الجموعة) فإن قيمة التباين للبيانات القديمة يساوي قيمة التباين للبيانات الجديدة مضرباً في مربع هذا العدد.

تباین 
$$\left(\frac{1\pm \omega}{4}\right) = \frac{1}{4\pi}$$
 تباین (س).

الرهان:

$$\frac{\mathbf{v}}{\mathbf{v}} \underbrace{\mathbf{v}}_{\mathbf{v}} \underbrace{\mathbf{$$

وباستخدام خصائص الوسط الحسابي فإن:

$$\begin{split} \overline{v}_{1} & \underbrace{v}_{1} \underbrace{v}_{$$

ملحوظة: وتسمى الطريقة التي تستخدم هاتين الخاصيتين السابقتين أي طرح عدد ثابت من جميع البيانات يسمى بالوسط الفرضي ثم قسمة الناتج على عدد الثابت بالطريقة المختزلة.

وهذه الطريقة تستخدم للتغلب على مشكلة تضخم الأرقام وصعوبة



الحسابات. لوحظ في المثال السابق كبر الأرقـام وتـضخمها لـذا سـوف نقـوم في المثال القادم بتوضيح عمل الطريقة المختزلة.

٣. قيمة التباين لأي ظاهرة قيمة غير سالبة دائماً أي أن تباين (س) ≥٠

البرهان: يترك للطالب.

 إذا كانت جميع قيم الظاهرة ثابتة أي متساوية فإن التباين لهـذه الظـاهرة يساوى صفر.

البرهان: إن الوسط الحسابي لكمية ثابتة يساوي نفس هذه الكمية الثابتة وبالتالي إذا كانت جميع قيم الظاهرة س ثابتة وتساوي جـ فإن:

س= جـ

وعليه تباين (جـ) = (جـ) - (جـ) = - (جـ) عجـ الجـ

٥. إذا كان لـدينا مجموعتان حجمهما ن، و ن، ولهما الأوساط الحسابية  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  و  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  على الترتيب فإن التباين المشترك لهما هو:  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  و  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  و  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  على الترتيب فإن التباين المشترك لهما هو:  $\frac{1}{\sqrt{1}}$  و  $\frac{1}{\sqrt{1}}$ 

 $\mathbf{Ae}: \ \sigma' = \frac{1}{\dot{\mathbf{U}}_1 + \dot{\mathbf{U}}_2} + \frac{1}{\dot{\mathbf{U}}_1 + \dot{\mathbf{U}}_2} + \frac{1}{\dot{\mathbf{U}}_1 + \dot{\mathbf{U}}_2} \ , \ \ \mathcal{E}_0 = \omega_0 - \omega$ 

ويـساوي  $\sigma' = \frac{v, \sigma, v + v, \sigma, v}{v, + v, v}$  عنــدما تتــساوى الأوســاط الحــسابية للمجموعتين.

البرهان: بفرض أن قيم المجموعة الأولى هي س١، س٢، ...، س١٥ وقيم المجموعة الثانية هي ص١، ص٢، ...، ص١٥ فإن التباين المشترك لهما هو:



وبفرض أن  $v_{-}\overline{w_{-}}\overline{w_{-}}$   $v_{-}\overline{w_{-}}\overline{w_{-}}$  فإنه بإضافة وطرح وسطي المجموعين إلى قيم  $w_{0}$  ،  $w_{0}$  فإن التباين المشترك يمكن كتابته على الصورة:

$$\sigma^{\gamma} = \frac{1}{\dot{\upsilon}_{1} + \dot{\upsilon}_{2}} \left( \sum_{ij=1}^{\dot{\upsilon}_{1}} \left( \omega_{ij} - \overline{\omega_{1}} + \varepsilon_{1} \right)^{\gamma} + \sum_{ij=1}^{\dot{\upsilon}_{1}} \left( \omega_{ij} \overline{\omega_{2}} + \varepsilon_{2} \right)^{\gamma} \right)$$

ويفك الأقواس المربعة واستخدام خصائص الوسط الحسابي فيان الناتج يصبح على الصورة:

$$\boldsymbol{\sigma}^{\gamma} = \frac{1}{\dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma} + \dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma}} \Biggl( \sum_{w=1}^{\dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma}} \Biggl( (\boldsymbol{\upsilon}_{\boldsymbol{\upsilon}_{\gamma}} - \overline{\boldsymbol{\upsilon}_{\gamma}})^{\gamma} + \sum_{w=1}^{\dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma}} \Biggl( (\boldsymbol{\upsilon}_{\boldsymbol{\upsilon}_{\gamma}} \overline{\boldsymbol{\upsilon}_{\gamma}}) + \dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma} \boldsymbol{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma}^{\gamma} + \dot{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma} \boldsymbol{\boldsymbol{\upsilon}}_{\gamma}^{\gamma} \Biggr)$$

والذي يمكن كتابته كالأتى:

$$_{\gamma}\dot{\upsilon}+_{\gamma}\dot{\upsilon}+_{\gamma}\overline{\dot{\upsilon}}-_{\omega}\overline{\dot{\upsilon}}=_{\omega}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\frac{_{\gamma}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}^{2}\dot{\upsilon}+_{\gamma}\dot{\upsilon}}{_{\gamma}\dot{\upsilon}+_{\gamma}\dot{\upsilon}}=^{\tau}\sigma$$

ونجد أن الحد الأخير بساوي صفراً عندما تتساوى الأوساط الحسابية للمجموعتين أي س,= س, حيث سنجد أن:

$$\begin{split} & \stackrel{-}{\omega_{i}} = \frac{1}{\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}}} \left( \sum_{\nu=1}^{\dot{\omega_{r}}} \omega_{\nu_{\nu}} + \sum_{\nu=1}^{\dot{\omega_{r}}} \omega_{\nu_{\nu}} \right) = \frac{1}{\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}}} \left( \dot{\omega_{i}} \frac{\dot{\omega_{i}}}{\iota + \dot{\omega_{r}}} + \dot{\omega_{r}} \frac{\dot{\omega_{i}}}{\iota \dot{\omega_{i}}} \right) \\ & = \frac{(\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}})^{2}}{\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}}} \\ & = \frac{\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}}}{\dot{\omega_{i}} + \dot{\omega_{r}}} \end{split}$$



ومنها فإن د١= د٢ = ٠

$$\frac{\sqrt[3]{\sigma}, \dot{\upsilon} + \sqrt[3]{\sigma}, \dot{\upsilon}}{\sqrt[3]{\upsilon} + \sqrt[3]{\upsilon}} = \sqrt[3]{\sigma} \text{ is } i$$

#### مثال (٩):

أوجـد الانحـراف المعيــاري والتبــاين لمجموعــة البيانــات في المشــال الـــسابق باستخدام الطريقة المختزلة.

#### الحل:

نقوم باختيار وسط فرضي بتوسط مجموعة البيانات لتسهيل العملية الحسابية وليكن 1=0, 30 وطرحه من جميع مراكز المجموعات ثم قسمة الناتج على طول المجموعة هـ = 10 ووضع الناتج  $1=\frac{w-1}{a}$  في العمود الرابع من الجدول السذي أمامك.

قىد ئ	قىدى		التكرار قى	المراكز	المجموعات	
ىي- ي	<u>لي دي</u>	لي= <u>س-ه, ٤٥</u>	الحوار دي	سي	009	
*1	14-	٣-	٤	71,0	79-7.	
٥٢	-77	۲-	۱۳	72,0	44-4.	
1.4	١٨-	1-	١٨	٤٤,٥	٤٩-٤٠	
•	,	•	١٤	01,0	09-01	
17	17	١	17	78,0	79-70	
7 8	17	۲	٦	٧٤,٥	٧٩-٧٠	
YY	٩	۲	٣	٨٤,٥	۸۹-۸۰	
کُےقی دیٰ ≈ ۱۳۹	کَید دی= -۲۳		کُرنی =۰۷		المجموع	



بفرض أن القيم الجديدة هي للظاهرة  $\omega = \frac{\omega - 6,8^{\circ}}{1}$  وبالتالي فإن التباين لمذه البيانات الجديدة هو:

$$\frac{1}{v}$$
تباین (ص) =  $\frac{1}{v}$   $\left(\frac{\sum_{v=1}^{2}\tilde{e}_{v}c_{v}}{v} - \frac{\left(\sum_{v=1}^{2}\tilde{e}_{v}c_{v}\right)^{2}}{v}\right)$ 

وبالتعويض من الجدول السابق فإن:

$$Y, \text{T-1} = \left(\frac{\text{Y}(YY-)}{\text{Y}_{i}} - 179\right) \frac{1}{\text{Y}_{i}} (\text{od})$$
 right

ومنها فإن التباين للبيانات القديمة هو:

$$۲۳۰, 7 = (س) = هـ × تباین (ص) = ۲۳۰, ۲۳۰$$

ومنها فإن الانحراف المعياري لها هو ع= ٢٣٠,٦٠

ب) معامل الاختلاف

يعرف معامل الاختلاف بأنه مقياس نسبى للتشتت ويعطى بالصيغة الآتية:

معامل الاختلاف=
$$\frac{\sigma}{w}$$
×۱۰۰۰

حيث  $\overline{\sigma}$  ،  $\overline{\sigma}$  هما الانحراف المعياري والوسط الحسابي للبيانات المعطاة على الترتيب.

ومعامل الاختلاف هـو دائماً نسبة مثوية وهـو مقياس لا يعتمـد على الوحدات المستخدمة في القياس لذلك غالباً ما يستخدم هـذا المقيـاس للمقارنة





بين تفاوت مجموعتين غتلفتين من البيانات وعادة لا يكون لهمـا نفـس وحــدات القياس مثل الطول والوزن.

مثال (۱۰):

أوجد معامل الاختلاف لمجموعة البيانات في المثال السابق.

#### :,141

في المشال الـــــابق وجـــدنا أن الانحــراف المعيـــاري لمجموعـــة البيانـــات هـــو حــ ٣٣٠,٦٧ - ١٩,١١ وأن الوسط الحسابي لها هو:

$$\overline{w} = 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n} \tilde{v}_{i} v_{i}}{\sum_{i} \tilde{v}_{i}} A$$

وبالتعويض من الجدول السابق فإن:

وعليه فإن:

معامل الاختلاف = 
$$\frac{\sigma}{m}$$
 ×۱۰۰۰

#### مثال (۱۱):

إذا كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لمجموعة من البيانـات حجمهـا ١٠٠ هما على الترتيب ١٢٠ و٥ ومجموعة أخـرى مكونـة مـن ١٢٠ لهــا اســط



الفسل الثانات

الحسابي ١٠٠ والانحراف المعياري ٤ أوجد الوسط الحسابي المشترك والتباين المشترك ثم وضح أي منهما أكثر تشتت من الأخرى.

### الحل:

لدينا للمجموعة الأولى  $\sigma_{i}=0$  ،  $\overline{\sigma_{i}}=0$  ، الدينا للمجموعة الأولى  $\sigma_{i}=0$ 

وللمجموعة الثانية  $\sigma$ = ٤٠، ن $\sigma$  ، ١٢٠ وللمجموعة الثانية ع

وبالتالي فإن الوسط الحسابي المشترك هو:

۱۰۹,۱=<del>س</del>

والآن نوجد التباين المشترك د١= ١٠٩, ١-١٢٠

كذلك در= ۱۰۹, ۱-۱،۰ و يكون التباين المشترك هو:

$$\overline{U^{\mu}} - \overline{U^{\mu}} = U^{\mu} + \overline{U^{\mu}} = U^{\mu} + \overline{U^{\mu}} = \overline{U^{\mu}} + \overline{U^$$

وبالتعويض في المعادلة السابقة فإن:

$$\frac{{}^{\mathsf{Y}}(\mathsf{q},\mathsf{l-}){}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}+{}^{\mathsf{Y}}(\mathsf{I}\cdot,\mathsf{q}){}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}}{{}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}+\mathsf{Y}}+\frac{(\mathsf{I}\mathsf{Y}){}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}+(\mathsf{Y}\circ){}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}}{{}^{\mathsf{Y}}\mathsf{Y}+\mathsf{Y}}\mathsf{Y}}={}^{\mathsf{Y}}\sigma$$

$$\frac{{}^{\mathsf{Y}}(\mathsf{q},\mathsf{1-})\,\mathsf{1}\,\mathsf{7}\,\mathsf{1+}\,\mathsf{1}^{\mathsf{Y}}(\mathsf{1}\,\mathsf{1},\mathsf{q})\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}}{\mathsf{1}\,\mathsf{7}\,\mathsf{1+}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}} + \frac{(\mathsf{1}\,\mathsf{7})\,\mathsf{1}\,\mathsf{7}\,\mathsf{1+}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}\,\mathsf{7}\,\mathsf{1}}{\mathsf{1}\,\mathsf{7}\,\mathsf{1+}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}\,\mathsf{1}} = {}^{\mathsf{T}}\sigma$$

119, 77 = 99, 17 + 70, 1 =



# معامل الاختلاف المجموعة الأولى هو:

معامل الاختلاف للمجموعة الثانية هو:

$$\frac{\xi}{1+1} = \frac{\xi}{1+1} = \frac{\xi}{1+1}$$

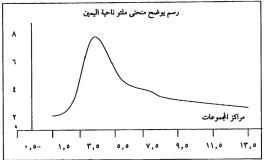
أي أن المجموعة الثانية أقل تشتت من المجموعة الأولى.

وهناك مقاييس يمكن بها معرفة الشكل التقريبي لمنحنى التوزيع التكراري ومنها مقاييس الالتواء ومقاييس التفلطح والعزوم. وسوف نقوم بشرح كل منها على حدة كما يلى:

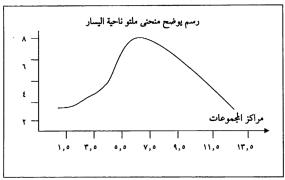
# \* مقاييس الالتواء Measures of skewness

يقصد بكلمة التواء المنحنى هو نقص في تماثل المنحنى. وهذا المنقص ناتج من عدم تماثل التوزيع التكراري للبيانات حول الوسط الحسابي، فالتواء المنحنى يعني أن أحد جوانب المنحنى أكبر من الجهة الأخرى ونقول بان المنحنى ملتو ناحية اليمين (موجب الالتواء) إذا الجزء الأكبر من المنحنى واقع جهة اليمين وفيها يكون الوسط الحسابي أكبر من الوسيط أو المنوال انظر الشكل الآتي:





والعكس نقول أنه ملتو ناحية اليسار (سالب الالتواء) إذا كان الجـزء الأكـبر من المنحنى يقع جهة اليسار وفيه يكون الوسط الحسابي أقل مـن قيمـة الوسـيط والمنوال انظر الشكل الآتي:







وهناك مقاييس عديدة للالتواء الغرض منها معرفة اتجاه الالتواء وإلى أي

مدى يبعد هذا المنحنى عن التماثل:

المقياس الأول للالتواء = الوسط الحسابي - المنوال

وهذا يعتمد على موقع الوسط من المنوال ويمكن أن نرى أن معامل الالتواء الأول هو:

معامل الالتواء الأول= 
$$\frac{\overline{w} - \text{llaight}}{\sigma}$$

وإذا كان المنحنى ملتو التواء بسيطاً فيمكن استخدام العلاقة: براس الوسط العسابي)

وهناك معامل الالتواء الثاني يعتمد في حسابه على الربيعيات وهو:

مثال (۱۳):

# أوجد معامل الالتواء الأول للبيانات الآتية:

۸۹-۸۰	V9-V•	79-70	09-01	19-11	44-4.	79-7.	الدرجات
٣	٦	17	١٤	۱۸	۱۳	٤	عدد الطلاب

#### الحل:

بإيجاد الوسط الحسابي π-٥١,٢١٥ والمنوال = ٤٠,٦١ والانحراف المعيــاري σ= ٥- ١٥, ١٥ (كما سبق) والتعويض في المعامل الأول للالتواء فإن:





#### مثال (۱۳):

### أوجد معامل الالتواء الثاني للبيانات الآتية:

79-7.	09-00	19-11	<b>44-4</b>	79-7.	19-1.	الدرجات
٥	١.	40	77	١.	٨	عدد الطلاب

#### الحل:

وبالتالي فإن:

معامل الالتواء الثاني = 
$$\frac{(-\gamma + (-\gamma - \gamma_{1-\gamma})}{(-\gamma - \gamma_{1-\gamma})} = -\gamma_{1-\gamma}$$
 معامل الالتواء الثاني =  $\frac{(-\gamma + (-\gamma_{1-\gamma})}{(-\gamma - \gamma_{1-\gamma})} = -\gamma_{1-\gamma}$ 

وباستعراضنا للمثالين السابقين فإن الأول موجب الالتواء أما الشاني فهـ و سالب الالتواء.

# # العزوم Moments

في الفصل السابق قمنا بحساب الوسط للمجموعة من البيانات المبوبـة وغـير المبوبة وهذا الوسط يطلق عليه أحياناً العزم الأول للبيانات حول الصفر.

$$\overline{\omega} = M_{r} = \frac{1}{\dot{\upsilon}} \sum_{y=r}^{2} \tilde{\upsilon}_{\upsilon} \omega_{\upsilon} \qquad \dot{\upsilon} = \sum_{y=r}^{2} \tilde{\upsilon}_{\upsilon}$$

يعسرف العسزم الرائسي أو العسزم رقسم رحسول السصفر بالسصورة  $\frac{1}{2}$  .  $\frac{1}{2}$  .  $\frac{1}{2}$  .  $\frac{1}{2}$ 





أما العزم الراثي حول الوسط الحسابي لبيانات مبوبة فيعطى كالآتي:

$$M_{c} = \frac{1}{c} \sum_{i=1}^{n} \tilde{c}_{ij} \left( w_{ij} - \overline{w} \right)^{c}$$

واضح أن العزم الثاني حول الوسط الحسابي ما هو إلا التباين أي أن:

$$^{\mathsf{Y}}\sigma = (\mathbf{w})$$
 تباین  $^{\mathsf{Y}}\sigma = ^{\mathsf{Y}}M$ 

### \* التفلطح Kurtosis

يعرف التفلطح بأنه استواء أو انبساط المنحنى التكراري عند المتوسط وتستخدم مقاييس التفلطح لمعرفة مدى استواء أو تدبب المنحنى التكراري لأي بيانات معطاة مقارنة بمنحنى يسمى المنحنى الطبيعى.

ومن مقاييس التفلطح الذي يعطى كالآتى:

$$\frac{M_{\gamma}}{M} = {}_{\gamma}B$$

حيث 
$$M_i = \frac{1}{i} \sum_{i=0}^{k} \tilde{D}_{ij} \left( w_{ij} - \overline{w} \right)^i$$
 و  $M_i^{\vee}$  هو مربع التباين.

وتسمى  $B_7$  بمقياس تحدب المنحنى وهو يساوي  $B_7$  " للمنحنى الطبيعي وإذا أما إذا كانت  $B_7$  فإن المنحنى مستو وأقل تحدب من المنحنى الطبيعي وإذا كانت  $B_7$  فإن المنحنى أكثر تحدب وتدبدب من المنحنى الطبيعى.

ويرجع الفضل لقوانين الالتواء التفلطح إلى العالم الفرنسي كـــارل بيرســـون karl pearson.





# تمارين

١- أوجد الاختلاف المتوسط والتباين لمجموعة البيانات الآتية:

۹,٥	٧,٥	0,0	٣,٥	مركز الجموعة
٥	٧	٣	٥	التكرار

### ٢- في دراسة لمرض سارس وجد أن:

04-0.	٤٩-٤٠	٣٩-٣٠	79-7.	19-1.	العمر بالسنة
۴	٥	٧	٣	۲	عدد الحالات

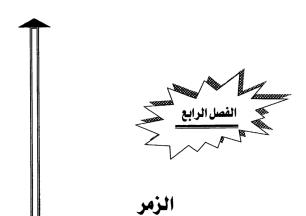
إحسب المدى- الإختلاف المتوسط- التباين وكذلك معامل الإختلاف لهذه البيانات.

٣- إذا كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لجموعة من البيانات حجمها ١٠ هما على الترتيب ١٢ و ٥ ومجموعة أخرى مكونة من ١٢ لها الوسط الحسابي ١٠ والانحراف المعياري ٤ أوجد الوسط الحسابي المشترك والتباين المشترك ثم وضح أي منهما أكثر تشتت من الأخرى.

٤- إذا كان الوسط الحسابي لكلا الجموعتين متساوي والانحراف المعياري للمجموعة الثانية الانحراف المعياري للمجموعة الثانية الانحراف المعياري للمذرك.

 ٥- البيانات الآتية هي نتائج طالبين في ٤ اختبارات اختبر أي الطالبين أكثـر تثابت وملاءمة من الآخر.







# الفصل الرابع الزمسر Groups

الجبر هو دراسة غتلف الأنواع من الأنظمة المجردة، وإحدى هذه الأنظمة الأساسية هو النوع المعروف بالزمر والذي نتناوله بالدراسة في هذا الفصل، وفكرة الزمرة هي فكرة مشتركة في كثير من فروع الرياضيات نصادفها في التحليل والتبولوجي والمنطق الرياضي وكذلك في الجالات التي تستخدم فيها الرياضيات أداة مثل الفيزياء، والكيمياء، الخر.

بدأت نظرية الزمر تأخذ مكانها منذ نهاية القرن الثامن عشر وتمت دراسة الزمر ببطء في بادئ الأمر ولم يهتم بها إلا القليل وخصوصاً في العقد الأول من القرن التاسع عشر، وفجأة أخلت هذه النظرية قفزة هائلة وخصوصاً قبل وبعد ١٨٣٠ بسنوات قليلة وذلك في عمل جالوا (Galois) وآبيل (Abel) الذي يتعلق بقابلية المعادلات الجبرية للحل، وهذه القفزة شاركت مشاركة فعالة في تقدم الرياضيات.

الزمرة نظام جبري ذو عملية ثنائية واحدة تحقق خصائص معينة.

### \* تعاريف وخواص أولية

تعريف: إذا كانت ك مجموعة غير خالية و\* عملية ثنائية على ك، فإن (ك، \*) تسمى زمرة إذا تحققت الخواص التالية:

١- إذا كان أ، ب ∈ ك، فإن أ \* ب ∈ ك (خاصية الانغلاق).





٣- هناك عنصر هـ في ك حيث أن ( \* هـ= هـ \* ( لكل ( ∈ ك ( العنصر هـ يسمى العنصر المجايد بالنسبة للعملية \*).

 $^{3}$  − LVL عنصر  $^{6}$  ∈  $^{6}$  يوجد عنصر  $^{7}$  في  $^{6}$  حيث أن  $^{6}$   $^{8}$   $^{7}$   $^{9}$   $^{9}$  العنصر  $^{1}$  بالنسبة للعملية  $^{8}$  و يكتب  $^{1}$   $^{1}$  =  $^{9}$   $^{9}$  .

نعطى الآن بعض الأمثلة لتوضيح هذا التعريف.

#### مثال (١):

 ١- مجموعة الأعداد الصحيحة ص مع عملية الجمع الاعتيادية + تحقق الشروط المطلوبة في التعريف السابق.

لكل عدد صحيح ﴿ هناك العدد الصحيح - ﴿ حيث أن:

$$| \cdot | = ( | - ) + ( | - ) + ( | - ) = | \cdot |$$

إذن (ص، +) زمرة.

٢- مجموعة الأعداد الحقيقية ح مع عملية الجمع الاعتيادية + تحقق كل
 الشروط المطلوبة لكي تكون (ح، +) زمرة.





 $\overline{\ \ \ \ \ }$  حيث  $\overline{\ \ \ \ \ \ \ }$  ولنفرض أن \* عملية ضرب الأعداد المركبة.

نستطيع تكوين الجدول التالي الذي يوضح أن (ك، \*) زمرة.

_ي	ي	1-	1	*
–ي	ي	1-	1	١
ي	-ي	١	1-	١-
١	1-	–ي	ي	ي
١_	١	ي	–ي	–ي

# مثال (٢):

لنفرض أن ك عموعة الأعداد القياسية الموجبة.

عرف العملية الثنائية \* على ك كما يلى:

$$4^* = \frac{4.9}{7}$$
 لکل  $4$ ،  $\psi \in L^+$ .

لاحظ أن \* عملية مغلقة على ك⁺ وأن:

$$\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}=\frac{-\frac{1}{2}\cdot\frac{1}$$

$$e^{-\frac{1}{4}\cdot\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{4}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}}{\frac{1}{4}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}} = \frac{1}{4}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}$$

في هذا المثال العدد ٣ هو العنصر الحايد بالنسبة للعملية \*، أي أن:





٣\* = ١ الكل ١ € ك

وأخيراً:

 $q^* = \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$  وهذا يعني أن  $q^- = \frac{1}{4}$  لكل  $q \in L^+$ .

هذا يعنى أن (ك $^{+}$ ، \*) زمرة.

#### مثال (٣):

لنفرض أن م١٠٠٠ مجموعة كل المصفوفات من نوع ٢٠٢ بمداخل من الأعداد الحقيقية، ولنفرض أن العملية الثنائية \* على م١٠٠٠ عملية جمم المصفوفات.

من الواضح أن المصفوفة الصفرية  $\begin{bmatrix} \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix}$  هي العنصر المحايد لهذه العملية، وأن لكل مصفوفة  $\begin{bmatrix} 1 & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix}$  نظير جمعي  $\begin{bmatrix} -1 & -v \\ -c & -c \end{bmatrix}$ 

وبالتالي كل الخواص المطلوبة لتكون زمرة متحققة على المجموعة م٢×٢ تحـت العملية \*، وهذا يعني أن (م٢×٢، \*) زمرة.

#### مثال (٤):

لنفرض أن  $q_{7\times 7}$  هي مجموعة كل المصفوفات  $\begin{bmatrix} 4 & P \\ -P & C \end{bmatrix}$  من نوع  $Y \times Y$  يمداخل من الأعداد الحقيقية حيث أن  $q_{1} - P + P + P = 0$ 

وأن العملية الثنائية المعرفة على م٢×٢ هي عملية ضرب المصفوفات.





من الواضح أن العنصر الحايد لهذه العملية هو [، أ]، وحيث أن العاصر الحايد للهذه العملية هو [، أ] وحيث أن العربي هو العرب العرب العربي هو العرب العرب العربي العرب ا

ا - ب = [د - ب]، وكما هو معلوم فإن ضرب المصفوفات عملية مغلقة اد-ب جـ [ - جـ ام] وتجميعية، ولهذا فإن (م<sub>٢٢</sub>، \*) زمرة.

تعریف: الزمرة (ك، \*) تسمي زمرة تبدیلیة (Commutative) إذا كان 4 + 9 = 4 لكل 4 + 9 = 4.

تعریف: إذا كانت ك مجموعة منتهیة، فإن الزمرة (ك، \*) تسمى زمرة منتهیة (finite) وعدد عناصرها یسمى رتبة (order) الزمرة (ك، \*) ویرمز لذلك بالرمز (۱) (ك).

تسمى الزمرة التبديلية في بعض الأحيان بالزمرة الأبيلية (abelian)، الزمر في المثال ١، المثال ٢، المثال ٣ زمر تبديلية، ولكن الزمرة في المثـال ٤ زمرة غـير تبديلية لأن عملية ضرب المصفوفات عملية غير تبديلية.

#### ملاحظة (١):

من الآن فصاعداً نكتب الزمرة ك بـدلاً مـن الزمـرة (ك، \*)، ونكتب إب بدلاً من أ \* ب وذلك للاختصار.

نأتي الآن إلى دراسة بعض الخواص الأولية للزمر والتي نلخصها على شكل مرهنات:





مبرهنة: إذا كانت ك زمرة، فإن:

١- اجـ = اب يؤدي إلى أن جـ = ب.

٢- جـ أ = بأ يؤدي إلى أن جـ = ب.

الحاصيتان (١)، (٢) في المبرهنة السابقة يطلق عليهما اسم قانون الاختـصار من اليسار وقانون الاختصار من اليمين على الترتيب.

البرهان:

١- لنفرض أن إب= إجـ

 $^{-1}$  ان  $^{-1} \in \mathbb{D}$ ، فإن الضرب في  $^{-1}$  من اليسار يعطي  $^{-1}$  ( $^{-1}$ )=  $^{-1}$ 

(۱-۱) = (۱-۱) ج من خاصية التجميعية

هـ ب = هـ جـ من خاصية النظير

ب = جـ من خاصية العنصر المحايد

٢- لنفرض أن ب إ = جـ إ بما أن إ - ا ﴿ كُ:

فإن الضرب في ٦٠١ من اليمين يعطي:

(ب ۱۹) ۱-۱= (جـ ۱۹) ۱-۱

ب (۱۹۹۰)= جـ (۱۹۹۰۱) خاصية التجميعية.

ب هـ = جـ هـ خاصية النظير.

ب = جـ خاصية العنصر المحايد.



يمتاز العنصر المحايد في الزمرة بأنه عنصر وحيد، وكذلك نظير العنـصر لابـد أن يكون وحيداً.

المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: إذا كانت ك زمرة، فإن:

١- العنصر المحايد هـ في ك وحيداً.

٢- لكل عنصر أ في ك نظير وحيد أ<sup>-1</sup> في ك.

 $^{7}$ -(4-1)<sup>-1</sup>= 4 121, 4 ∈ 12.

٤- (﴿بِ) َ ' = بَ ' ﴿ - ' لكل عنصرين ﴿، ب ∈ ك.

### البرهان:

 ١- لنفرض أن هـ،، هـ، كلاهما عنصر محايد في ك. هـ،= هـ،هـ،= هـ، وهذا يعني أن هـ،=هـ، والذي يوضح أن العنصر المحايد في الزمرة لابد أن يكون وحيداً.

٢- لنفرض أن أ ∈ ك وأن له نظيران س، ص. إذن س أ= أس= هـ

كذلك ص ١= ١ص= هـ ومن ذلك نصل إلى س ١= ص ١

ومن قانون الاختصار نجد أن س= ص.

٣- يما أن (١-١) ١ ١-١ = هـ وكذلك ١٩ ١-١ = هـ

فإن (١-١') ١ - ١ = ١ ٩ - ١ ومن قانون الاختصار نجد أن (١-١') = ١

٤- لنفـــرض أن ١، ب ∈ ك ⇒ (١٠) (ب ١٠ ١ -١) = ((ب ب ١٠) ا -١ = اهد ١-١





( ( ( هـ ) ( - ' = ( ( م - ' = هـ

بنفس الطريقة يمكن استنتاج أن:

(ب ۱ ( ۱ ( ۱ ب ۱ م م

وهذا يعني أن ٢-'ب-' هو نظير العنصر ٢ب، أي أن (٢ب)-'= ب-' ٦-'.

يمكن تعميم هذه الخاصية إلى أكثر من عنصرين، أي أن:

(4, 4, ... 1) = 1 ( ... 1, -' 1, -'

إذا كان ﴿ عنصر في الزمرة ك، فإن:

إذا كانت ك زمرة منتهية وتحتوي ن من العناصر، فإن:

إذن هناك على الأقل عدد صحيح موجب م حيث ٢١= هـ.

لنفرض أن ن هو أصغر مثل هذه الأعداد الصحيحة الموجبة م.

إذن كان جـ عدد صحيح، فإن هناك عددان صحيحان ر، ي حيث أن:

جـ = ي ن + ر.



و ۰≤ر<ن

إذن

$$q^{+} = q^{y \dot{c} + c} = q^{y \dot{c}} = q^{c} = (q^{\dot{c}})^{y} q^{c}$$

هذا يعني أن المجم هو إحدى العناصر

وهذه العناصر مختلفة، لأنه إذا كان:

وهذا يناقض كون ن هو أصغر الأعداد الصحيحة الموجبة حيث ﴿ فَ ۗ هـ.

إذا كانت الزمرة ك تحتوي على عنصرين فقط، فإن أحدهما لابـد أن يكـون العنصر الحمايد هـ والعنصر الآخر ( حيث ( لح هـ.

الآن:

P	4	*
4	٩	4
_&	P	P

إذا كونا جدول للزمرة ك، فإننا نلاحظ من الجدول أن هـ هـ = هـ، هـــ أ = أ، إهـ = أ ولكن أ أ غير واضح.





نعلم أن ۴ الابد أن يكون عنصر في ك، بمعنى آخر، ۴ الابد أن يساوي هـ أو ۴.

وهذا يعني أن أ= هـ وهو تناقض.

إذن:

4 4 = هـ

مثال (٥):

ب	þ	هـ	*
ب	þ	هـ	_&
هـ	ب	P	P
	ھـ	ب	ب

كون جدول لزمرة ك تحتـوي علـى ثلاث عناصر.

إذا كونا جدول للزمرة نلاحظ أن هـ هـ = هـ، هـ أ = أ، هـ ب = ب، أهـ = أ

وكذلك ب هـ = ب.

بما أن أ ≠ هـ و ب≠ هـ ومن قانون الاختصار

اب ≠ ا و اب ≠ ب وحيث أن اب في ك، فإن اب ≠ هـ.

بنفس الكيفية نجد أن ب إ = هـ.

الآن  $\{4 \neq 6 \}$  وكذلك  $\{4 \neq 4 \}$ هـ لأن تساويهما يؤدي إلى أن  $\{4 \neq 6 \}$  تناقض.





إذن  $\{ \{ \} = \}$  و كذلك  $\{ \}$  و  $\{ \}$  ، و بذلك نحصل على الجدول الكامل للزمرة  $\{ \}$  ( )  $\{ \}$  .

### تمارين

۱- إذا كانت ك =  $\{-1, 1\}$ ، فوضح أن ك تحت عملية الضرب الاعتيادية تكون زمرة.

٢- وضح أن:

$$\left\{\frac{\overline{r}\sqrt{y}-1-y\sqrt{r}}{r}, \frac{\overline{r}\sqrt{y}+1-y}{r}, 1\right\} = 2$$

تحت عملية ضرب الأعداد المركبة تكون زمرة رتبتها ٣.

٣- إذا كانت ك = {هـ، أ، ب، جـ} زمرة حيث (١) (ك) = ٤ و هـ ٢-

q' = -q' = -q' = -q' الزمرة.

3- لنفرض أن ك زمرة حيث  $4^{T}$ = هـ لكل  $\in 4$ ك.

برهن أن ك زمرة تبديلية.

٥- لنفرض أن 4، ب عنصرين في الزمرة ك. إذا كان  $(4 - 1)^{-1} = 4^{-1} - 1$ فرهن أن 4 - 1 = 1.

7 إذا كانت ك زمرة تبديلية، فبرهن أن  $(4 - )^0 = 4^0 - 7$ .

٧- إذا كانت ص مجموعة الأعداد الصحيحة وإذا كانت العملية \* المعرفة على ص هي ١١٤ + ١٩٠ برهن أن ص تحت هذه العملية زمرة.

- إذا كانت س مجموعة وكانت  $\rho(m)$  مجموعة كل المجموعات الجزئية من





س وإذا عرفت العملية \* على  $\rho(m)$  بحيث أن أ\*ب = (أ∪ب) – (أ∩ب).

برهن أن ρ(س) تحت هذه العملية زمرة تبديلية.

# \* الزمر الجزئية والجموعات الصاحبة subgroups and cosets

قد تكون المجموعة المراد دراستها مجموعة جزئية مـن زمـرة معينـة، وفي هـــذه الحالة قد يتبادر إلى الذهن السؤال التالي:

ما هي الشروط التي تتوفر في المجموعة الجزئية من زمرة معينـة حتى تكـون زمرة في حد ذاتها؟.

من الأمثلة التي درست يمكن استنتاج أن هنـاك مجموعـات جزئيـة بـشروط معينة من زمرة عند تقييد العمليـة المعرفـة علـى الزمـرة علـى تلـك المجموعـات الجزئية يقود ذلك إلى زمر جديدة.

نركز انتباهنا في هذا البند على مثل هذا النوع من المجموعات الجزئيـة لزمـرة معطاة.

#### تعریف:

لنفرض أن ك زمرة. المجموعة الجزئية غير الية ل من الزمرة ك تسمى زمرة جزئية (Subgroups) من ك بالنسبة للعملية المعرفة على ك إذا كانت ل في ذاتها زمرة تحت تلك العملية.

من الملاحظ أن لكل زمرة ك زمرتين جزئيتين هما الزمرة ك نفسها والزمرة الجزئية التافهة {ل}، كل الزمر الجزئية الأخرى للزمرة ك تسمى بـالزمر الجزئيـة الفعلـة.





قد يكون من الأفضل بناء معيار لتحديد ما إذا كانت المجموعـة الجزئيـة غـير الخالية من زمرة ك زمرة جزئية.

المبرهنة التالية توضح طريقة مثلى لتوضيح أن مجموعة جزئية من زمرة ك تصلح لأن تكون زمرة جزئية أم لا.

مبرهنة: لنفرض أن ل مجموعة جزئية غير خالية من زمرة ك.

ل زمرة جزئية من ك إذا وإذا كان فقط  $\{a, p \in b \text{ يودي إلى أن } \{p^{-1} \in b$ . الرهان:

إذا كانت ل زمرة جزئية من ك، وكان  $\{, + \in \mathbb{C}$  في  $+^{-1} \in \mathbb{C}$  أن ل زمرة في حد ذاتها، وبالتالى  $\{+^{-1} \in \mathbb{C}$  من خاصية الانغلاق.

إذا كانت ل مجموعة جزئية غير خالية من ك ولكل  $\{1, y \in \mathbb{U}\}$  يكون  $\{1, y \in \mathbb{U}\}$  فإن ل تحتوي على الأقل على عنصر واحد  $\{1, y \in \mathbb{U}\}$  وبالتالى  $\{1, y \in \mathbb{U}\}$  =  $\{1, y \in \mathbb{U}\}$ 

لكل عنصر  $\in \{10$ ، فإن  $\{-1^- = -1^{-1}\}$ ، وأخيراً إذا كان  $\{1, 1, 0^-\}$  فإن أب  $\{1, 1^-\}$  و لحيث أن ل مجموعة جزئية من ك، فإن قانون التجميع المتحقق في ك لابد أن يكون متحققاً في ل.

هذا يوضح أن كل الشروط المطلوبة للزمرة قد تحققت في المجموعـة الجزئيـة غير الحالية ل.

إذن ل زمرة جزئية من ك.





تقاطع أي تجمع من الزمر الجزئية لزمرة ك هــو أيـضاً زمـرة جزئيـة مــن ك، نضع هذه الحقيقة في المبرهنة التالية التي نترك برهانها للقارئ.

مبرهنة: تقاطع أي تجمع من الزمر الجزئية لزمرة ك هو أيضاً زمرة جزئية من ك.

إذا كانت المجموعة الجزئية غير الحالية من زمرة ك مجموعة منتهية فـإن الأمـر قد يكون بسيط وأبسط من المذكور في المبرهنة ما قبـل الـسابقة للتحقـق مـن أن تلك المجموعة الجزئية تكون زمرة جزئية، المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: المجموعة الجزئية المنتهية ل $\neq \Phi$  من الزمرة ك زمرة جزئية من ك إذا كان  $\Phi \neq 0$  ب  $\Phi \in \mathbb{R}$ 

بمعنى آخر المجموعة الجزئية المنتهية غير الحالية من زمرة ك تكون زمرة جزئية إذا كانت مغلقة تحت عملية الزمرة ك.

# البرهان:

اعتماداً على المبرهنة الواردة في بداية الفصل نحتاج إلى برهنة أنه إذا كان:

ا ∈ ل، فإن ا - ' ∈ ل.

لنفرض أن إ ∈ ل.

 $Y'=\{1\in \mathbb{C},\dots,1^n\in\mathbb{C},\dots,1^n\in\mathbb{C}\}$ لاحظ أن  $Y'=\{1\in\mathbb{C},\dots,1^n\in\mathbb{C}\}$ 

وحيـــث أن ل مجموعــة منتهيــة و أ، أ<sup>٢</sup>، أ<sup>٣</sup>، .... أ<sup>١</sup>، .... كلـــها في ل، فإن هناك تكرار، أي أن:

ار = الله لعدين صحيحين ر، ن حيث ر>ن>.





من قانون الاختصار الذي يعتبر صحيحاً في الزمرة ك نجد أن أ<sup>ر-ن</sup>= هـ

لاحظ أن (ر-ن-۱ ∈ ل و (((ر-ن-۱)) = ((ر-ن-۱)) = هـ

وهذا يعني أن أ<sup>-١</sup> = أ<sup>ر-ن-١</sup> ∈ ل

إذن ل زمرة جزئية من ك.

## \* الجموعة الصاحبة Cosets

إذا كانت ل زمرة جزئية من زمرة ك، فإن ل تشكل تجزيء للزمرة ك يتكون من مجموعات منفصلة تسمى مجموعات مصاحبة Cosets.

قبل تعريف المجموعات المصاحبة نتعرض لتعريف علاقة متكافشة لهـ أهميـة كبرى في دراسة المجموعات المصاحبة.

تعریف: لنفرض أن ك زمرة وأن ل زمرة جزئیة من ك. إذا كـان أ ب  $\in$  ك، فإننا نقول بأن أ يطابق ب مقیاس ل إذا كان أب  $\in$  ل. رمزیاً | = + (mod) إذا كان أب أ| - + | = + (mod)

(J mod) | = | -1

٢- إذا كان أ = ب (mod ل) و ب = جـ (mod ل) فإن أ = جـ (mod ل)
 ولتوضيح ذلك:

أ- ١- ١- هـ ∈ ل لأن ل زمرة جزئية من ك.





جـــ إذا كان أ = ب (mod ل) و ب = جــ (mod ل) فــان أبـــ' ∈ ل و ب جـــ' ∈ ل وهذا يؤدي إلى أن أجــــ' = (أبـــ') (ب جــــ') ∈ ل لأن ل زمرة جزئية من ك، وبالتالي يكون أ = جــ (mod ل).

نتعرض الآن لتعريف المجموعة المصاحبة لزمرة جزئية ل من زمرة ك.

تعريف: إذا كانت ل زمرة جزئية من الزمرة ك، فإن المجموعة المصاحبة اليسرى (Left Coset) للزمرة الجزئية ل من الزمرة ك هي (ل = { (ال\*: لل ح ل } } }

بنفس الأسلوب يمكن تعريف المجموعة المصاحبة اليمنى (right coset) للزمرة الجزئية ل من الزمرة ك لتكون ل ( = {ل\* (: ل\* ∈ ل}

تعرضنا في دراستنا السابقة إلى تعريف الفصل اتكافئ للعنصر أ في المجموعة أ والذي يحدد بواسطة علاقة تكافئ معرفة على المجموعة أ، وعرفنا في النقاش للتعريف السابق علاقة التطابق (والتي وضحنا أنها علاقة متكافئة على الزمرة الجزئية ل)، وبذلك فإن فصل التكافئ للعنصر أ هو:

المبرهنة التالية توضح العلاقة بمين فـصل التكـافئ للعنـصر أ في الزمـرة ك والمجموعة المصاحبة للزمرة الجزئية ل من ك التي يجددها العنصر أ.





مبرهنة: إذا كانت ل زمرة جزئة من الزمرة ك، فإنه لأي عنصر  $\emptyset \in \mathbb{R}$  يكون  $\mathbb{C}[\emptyset]$ 

لنفرض أن ل\* 
$$q \in Lq$$
 لاحظ أن  $q(Lq^{-1})^{-1} = q(q^{-1})^{-1}$  لنفرض أن  $L^{-1} = a_{-1} L^{-1} \in L$ 

لأن ل زمرة جزئية من ك. وهذا يعني أن أ = ل\* أ (mod ل)

وبذلك يكون ل\*∈ { [4] وهذا يوصلنا إلى أن ك{⊆[﴿] ........ (١) الآن لنفرض أن س ∈ [4]

هذا يعني أن اس⁻ ∈ ل، ومن المعلـوم أن (ااس⁻) = س ا⁻، وحيث أن ل زمرة جزئية من ك، فإن اس⁻ ∈ ل.

نستطيع فرض اس<sup>-۱</sup> ∈ ل\*، وهذا يعني أن س = ل\* (، وبـذلك نـصل إلى أن س ∈ ل، وهذا يعني أن [ا]⊆ل ا......(٢)

المبرهنة السابقة توصلنا إلى الاستنتاج التالي:

يمكن تجزيء الزمرة ك بواسطة مجموعات مصاحبة يمنى منفصلة، أي أن أي مجموعتين مصاحبتين يمنى للزمرة الجزئية ل في ك إما أن تكونا متطابقتين أو تكونا منفصلتين.

لنفرض أن ﴿، ب ∈ ل وأن ﴿ ≠ ب و ل زمرة جزئية من زمرة ك.

هناك تناظر أحادي بين المجموعات المصاحبة اليمنى ل أ والمجموعة المصاحبة اليمنى ل ب، أى أن حيث Φ (ك\*أ) = ل\*ب فإن لـأ-\*→لب





من الملاحظ أن φ دالة فوقية.

الأن إذا كـــان ك.'، ك.' ∈ ل و φ(ك.' إ)=φ(ك, إ)، فـــإن ك.' ب=ك.' ب ومن قانون الاختصار نصل إلى أن ك.'=ك.' وهذا يعني أن φ دالة أحادية.

عندما تكون ل زمرة جزئية منتهية من المزمرة ك، فإن هناك سؤال يتبــادر إلى الذهن وهو: ما هو عدد عناصر المجموعة المصاحبة اليمنى ل أ؟

للإجابة على هذا السؤال نلاحظ أن ل = ل هـ ولقد وجـدنا تنـاظر أحـادي بين المجموعة المصاحبة اليمنى ل أ والمجموعة المصاحبة اليمنى ل = ل هـ.

ومن ذلك نصل إلى الإجابة وهو أن عدد عناصر المجموعة المصاحبة ل أ هـ و عدد عناصر الزمرة الجزئية ل، أي أن (٠) (ل) = (٠) (ل أ).

فإذا كان عدد المجموعات المصاحبة اليمنى للزمرة الجزئية ل من الزمرة المنتهية ك هو لم، فإن لـ(١) (ل) = (١) (ك)

خلاصة النقاش السابق هو برهان المرهنة التالية:

مبرهنة: إذا كانت ك زمرة منتهية وكانت ل زمرة جزئية مـن ك، فـإن رتبـة الزمرة الجزئية ل قاسم لرتبة الزمرة ك.

إذا كانت ك زمرة منتهية، فإن عدد المجموعات المصاحبة اليمنى (اليسرى) للزمرة الجزئية ل من ك يسمى دليل ل في ك، ويرمز لذلك بالرمز [ك: ل] أي أن:

[ك: ل] = عدد الجموعات المصاحبة اليمني للزمرة الجزئية ل من ك.

= عدد الجموعات المصاحبة اليسرى للزمرة الجزئية ل من ك.





النتيجة التالية توضح العلاقة بين رتبة الزمرة ك، ورتبة الزمرة الجزئية ل مـن ك، ودليل ل من ك.

نتيجة (١): لنفرض أن ك زمرة منتهية وأن ل زمرة جزئية من ك.

عندئذ يكون (٠) (ك) = [ك: ل] (٠) (ل).

## البرهان:

حيث أن ك هي اتحاد المجموعات المصاحبة اليمنى المنفصلة للزمرة الجزئيـة ل من ك، وحيث أن عدد المجموعات المصاحبة اليمنى يساوى [ك: ل] فإن:

( ) ( と ) = ( と ) ( ・ )

عدد الزمر الجزئية لزمرة ك من المواضيع المهمة التي يعالجها الجبر المجرد، ولكن ذلك يحتاج إلى الكثير من المعلومات التي لم نتزود بها حتى الآن، ولكن يمكن الوصول إلى بعض النتائج حول هذا الموضوع بالمعلومات التي تزودنا بها حتى الآن، النتيجة التالية تسلط بعض الضوء على هذا الموضوع.

نتيجة (٢): إذا كان (٠) (ك) عدد أولي، فإن الزمرة ك ليس لها زمر جزئية عدا {هـ}، ك.

### البرهان:

لنفرض أن (٠) (ك) = ن حيث ن عدد أولي.

إذا كانت ل زمرة جزئية من ك، فإن (٠) (ل) يقسم (٠) (ك)، وهذا يعني أن (٠) (ل) يساوى ١ أو ن.





إذن إما ل = {هـ} أو هـ = ك.

### تمارين

ا – إذا كانت  $\{ L_n \}$  عائلة زمر جزئية من ك، فبرهن أن  $\bigcap_n L_n$  زمـرة جزئيـة من ك.

٢- إذا كانت ل زمرة جزئية من ك، فبرهن أن (ال ((( ال (( ال ( ( ال ( ( ال ( ( ال ) ( ( ال ) ) ) ) ) ) )
 ١٠ زمرة جزئية من ك، عندما يكون ( ( ( ال ) ) )

 $^{-}$  إذا كانت ك زمرة منتهية وإذا كان  $^{\dagger}$   $\in$  ك، فبرهن أن هناك عدد صحيح موجب ن حيث أن  $^{\dagger}$  = هـ.

٤- لنفرض أن ك زمرة وأن أ عنصر ثابت في ك.

وضح أن المجموعة { س ∈ ك: س ا = اس}

 إذا كانت ل زمرة جزئية من الزمرة التبديلية ك، فوضع أن أي مجموعة مصاحبة يمنى للزمرة الجزئية ل من ك هي أيضاً مجموعة مصاحبة يسرى للزمرة الجزئية ل من ك.

Y = Liab(0) = Y فرهن أن ك رموة جزئية من ك. إذا كان [ك: Y = Y فرهن أن ك زمرة تبديلية.

٧- لنفرض أن ل زمرة جزئية من ك.

إذا كــان جـــ (ل) = {س ∈ ك : س ل\* = ل\* س ، ل\* ∈ ل} بــرهن أن جــ (ل) زمرة جزئية من ك.

٨- إذا كان ك زمرة، فبرهن أن:ع(ك) = { ق ∈ ك: ق س = س ق، س ∈





ك} زمرة جزئية من ك.

١٠- إذا كانت زمرة جزئية من ك، وإذا كانت ق زمرة جزئية من ل، فبرهن أن ق زمرة جزئية من ك.

### الزمر الدائرية Cyclic Groups

لنفرض أن أ عنصر في الزمرة ك، وأن ل زمرة جزئية من ك تحتوي على العنصر أ. المجموعة  $<1>=\{1^{\circ}: \circ \in \infty\}$  زمرة جزئية من ك وإضافة إلى ذلك فإن  $<1>\leq 0$  الزمرة الجزئية <1> هي تقاطع كل الزمر الجزئية من ك والتي تحتوي على أ.

تعريف: إذا كان هناك عنصر في الزمرة ك بحيث أن ك = < أ >، فـإن الزمـرة ك، في هذه الحالة تسمى زمرة دائرة (Cyclic Groups)، ويسمى العنصر أ في هذه الحالة مولد الزمرة ك.

#### مثال (٦):

الزمرة (ص، +) دائـرة ومولــدها العــدد ١، أي أن ص = <١>، ويمكــن أن تولد الزمرة (ص، +) كذلك بالعدد -١، أي أن ص = <-١>.

#### مثال (٧):

لنفرض أن (ص، +) زمرة الأعداد الصحيحة تحت العملية +.





لاحظ أن <٣> = ٣ص

نستطيع تعميم ذلك لأي عدد صحيح ن، أي أن <ن> = ن ص

اضافة إلى ذلك، فإن ن ص = ص إذا وإذا كان فقط ن =  $\pm$  ١.

### مثال (٨):

إذا كانت (ح، +) زمرة الأعداد الحقيقية تحت عملية الجمع، فإنه إذا كان  $\neq \lambda$  عدد حقيقي، فإن الزمرة  $<\lambda>=\{\lambda: \ \in \ \infty\}$  زمرة جزئية دائرية من (ح، +) مولدها العنصر  $\lambda$ .

لا يوجد أي عدد صحيح ن حيث أن  $\omega = \frac{1}{\lambda T}$ ، وهذا يؤدي إلى أن  $\omega < \lambda > \pm$  ح. الزمرة (ح، +) مثال على زمرة غير منتهية وليست زمرة دائرية.

تمتاز الزمر الدائرية بخاصية قد لا توجد في الزمـر الأخــرى، المبرهنــة التاليــة توضح هذه الخاصية.

مبرهنة: كل زمرة دائرية لابد أن تكون تبديلية.

# البرحان:

<انفرض أن ك زمرة دائرية مولدها العنصر أ. ك =

إذا كان ع، ل  $\in$  ك، فإن هناك عددين صحيحين، جـ، ر حيث أن ل =  $4^{-}$  و ع=  $4^{+}$ 

الآن





وهذا يعني أن ك زمرة تبديلية.

خوارزمية القسمة توضح أنه إذا كان م عـدد صـحيح موجب وأن ن عـدد صحيح، فإن هناك عددين صحيحين وحيدين ر، ق حيث أن:

يمكن تخيل ذلك على خط الأعداد كما يلى:



المبرهنة التالية توضح خاصية معينة بالزمر الجزئية من الزمر الدائرية.

مبرهنة: الزمرة الجزئية من زمرة دائرية لابد أن تكون دائرية.

### البرهان:

لنفرض أن ك زمرة دائرية مولدها العنصر ﴿.

إذا كانت ل زمرة جزئية للزمرة الدائوية ك، فإنه إما أن تكون ل=  $\{a_-\}$  وهي زمرة جزئية دائوية أو أن  $b \neq \{a_-\}$ ، وفي الحالة الأخيرة يكون هناك  $b \neq \{a_-\}$  من عديث b = b

لنفرض أن العدد الصحيح الموجب م هو أصغر عدد صحيح موجب حيث  $4^{\circ} \in \mathbb{D}$ .

المطلوب برهنة أن ص = ٢٦ هو مولد ل بمعنى آخر





لكي نبرهن أن ل زمرة دائرية، لابد أن يكون ب على الشكل  $9^{\circ}$ .

الأن نستخدم خوارزمية القسمة

ن= م ق + رحیث ۰≤ر<م

وبذلك يكون (<sup>(ن</sup> = (۱<sup>ن+ر</sup> = (۱<sup>۱)ن</sup> (<sup>ر</sup>

وهذا يعني أن ا<sup>ر</sup> = (۱۹)<sup>-ق</sup> ا<sup>ن</sup>

وحيث أن ل زمرة جزئية، فإن ( $\{1\}$ )<sup>-ق</sup>  $\{1\}$  ل وهذا يعني أن  $\{1\}$   $\{1\}$ 

حيث أن م هـ و أصـغر عـدد صـحيح موجـب بـشرط أن  $\P \in \mathbb{N}$  و من خوارزمية القسمة  $- \leq (< \gamma_1)$  فإن ر $= \gamma_2$  بالضرورة. هذا يعـني أن ن $= (-\gamma_1)^{-1}$  في أن  $- \gamma_2$  و فيذلك يكون ب على الشكل  $- \gamma_2$  الشكل من أن .

نستنتج من ذلك أن ل زمرة جزئية دائرية.

تعريف: لنفرض أن ﴿ عنصر في الزمرة ك.

رتبة العنصر ( (order of) هو أصغر عدد صحيح موجب م حيث (٢ = هـ ويرمز لذلك بالرمز (١) (﴿)= م. إذا لم يوجد مثل هذا العدد م، فإننا نقول بأن العنصر ﴿ لأنها في الرتبة.

مبرهنة: إذا كان ﴿ عنصر في الزمرة ك رتبته م، فإن:

۱- ۱ هـ إذا وإذا كان فقط م/ن.

 $Y - {}^{0} = {}^{0}$  إذا وإذا كان فقط ي  $\equiv$  ر (mod م).





#### البرهان:

۱- إذا كان  $q^6 = a$  فاستخدام خوارزمية القسمة يمكننا من الحسول  $c = q^6 = q^6 + q^6 = q^6$  مر حيث  $c < q^6 = q^6 + q^6 = q^6 + q^6 = q^6 + q^6$ 

وحیث أن ۱≤ر<م، والعدد م هو أصغر عدد صحیح موجب محقق (۱۲ هـ ۱۰ م. ۱۲ هـ ۱۲ م. ۱۲ م.

هذا يعني أن ن= ق م ومنه نصل إلى م/ ن.

العكس

إذا كان م/ن، فإن ن= مج حيث جـ عدد صحيح.

 $Y^{-} = \{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \}$  10  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \}$  11  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  12  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  13  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  15  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  16  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  17  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  17  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  17  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  18  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  18  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  18  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  10  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  11  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  11  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  12  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  12  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  13  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  13  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  13  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  17  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  18  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  18  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$  19  $\{ x \in \mathbb{R} \mid x \in \mathbb{R} \} \}$ 

والذي يعني أن ي ≡ ر (mod م).

العكس

من الواضح أن ي  $\equiv$  ر (mod م) يعني أن م/(ي-ر) ومن (١) هـذا يـؤدي إلى أن  $q^{p-1} = q^{p-1} = q^{p-1}$  هـ ونحصل من ذلك على  $q^{p-1} = q^{p-1}$  هـ والذي بـدوره يعـني أن  $q^{p-1} = q^{p-1}$ .





٣- من (٢) نلاحظ أنه لا يوجد عددين من الأعداد ١، ٢، ١، ٢، ١٠ ، م-١.

يمكن أن يتطابقا مقيـاس م، وهـذا يعـني أن هــ، ﴿، ﴿ ۗ ، ...، ﴿ ا ^ كلـها عناصر مختلفة.

 $^{3}$ - من الواضح أن < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < | < |

٥- لاحظ أن المجموعة <٩> تحتوي على م من العناصر، وهـذا يعـني أن (٠)
 (</>) = (٠) (٩).

من المبرهنة السابقة نستطيع استنتاج أنه إذا كانت ك زمرة لانهائية رتبتها  $V = \{ v \in V \}$ .

جيث تكون كل القوى مختلفة، أما إذا كانت ك زمرة دائرية منتهية حيث (٠) عن فإن ك= <1> {هـ، أ $^{-1}$  وتكون العناصر هـ، أ $^{-1}$  (ك)= م فإن ك= غتلفة.

إذا كانت ك زمرة منتهية، ليكن (٠) (ك)= ن، فإنه من مبرهنة لاجرانج نستنج:

(<|<>>>) (۱) (|<|<>>>) ومن مبرهنة سابقة وصلنا إلى أن (۱) (|<|<>>>)

وهذا يعني أن (٠) (١)/ (٠) (ك





بمعنى آخر كل عنصر في زمرة منتهية له رتبة منتهية تكون قاسماً لرتبة الزمرة ك.

## هذا النقاش يوصلنا إلى النتيجة التالية:

نتيجة (٣): إذا كانت ك زمرة منتهية وكان أ ∈ ك، فإن:

(소) (・) /(🎙 ) (・) -1

٢- ((١) (١) = هـ

نستطيع الآن تصنيف الزمر الدائرية إلى:

# 1. زمر غير منتهية، بمعنى آخر تحتوي على عدد لانهائي من العناصر.

إذا كانت ك زمرة دائرية غير منتهية وكمان  $\{ \in \mathcal{L} : \{ \in \mathcal{L} \} \}$  فياك عمدين  $\mathcal{L}$  محيحين  $\mathcal{L}$  ، رحيث أن  $\mathcal{L}$  و  $\mathcal{L}$  ، لبرهنة ذلك نفرض أن

ا<sup>ې</sup> = ا<sup>ر</sup> حيث ي+ر، ليكن ي>ر.

هذا يوضح أن هناك عدد موجب ل حيث أن  ${}^{0}$  = هـ.

لنفرض أن م هو أصغر عدد صحيح موجب حيث أن ٢٦ = هـ.

إذا كان ذلك صحيحاً، فإنسا نستطيع إيجاد عددين صحيحين ر، ق لأي عنصر أن < ك





= هـ<sup>ق</sup> (ا = (ا

أي أن  $q^{G}$  هو أحد عناصر الزمرة الدائرية <9 $>، وهـذا يعـني أن ك تحتـوي فقط على العناصر المختلفة هـ، <math>q^{T}$ ، ...،  $q^{T}$ ، عما يناقض الفرض وهو أن ك زمرة غير منتهية.

إذن نصل إلى الاستنتاج وهو أن ي $\neq$ ر يؤدي إلى أن  $\{^{\mathfrak{d}} \neq \{^{\mathfrak{d}}\}$ 

## ۲- زمر منتهیة.

إذا كانت ك زمرة دائرية منتهية، فإن ذلك يعني وجود أصغر عـدد صحيح موجب م حيث أن  $\P^1$  هـ، وبذلك فإن ك تحتوي عـلـى هـ،  $\P^1$ ، ...،  $\P^1$  من العناصر المختلفة ويكون (٠) (ك)= م.



#### مثال (٩):

عملية الجمع مقياس م على هذه المجموعة تكون زمرة منتهية رتبتها م. إذا كانت الزمرة دائرية منتهية، فإن المبرهنة التالية توضح العناصر المولمدة لزمرها الجزئية.





مبرهنة: لنفرض أن ك زمرة دائرية منتهية رتبتها ن.

إذا كان العنصر أمولد الزمرة ك وكان  $\omega \in \mathbb{D}$  حيث  $\omega = \int_{0}^{1} u$  فإن  $\omega$  يولد زمرة جزئية دائرية من ك تحتوي على  $\frac{\dot{U}}{c}$  من العناصر عندما يكون د= (ن، ر).

### البرهان:

لقد وضحنا سابقاً بأن ص ∈ ك يولد زمرة جزئية ل من ك.

إذا كان ص ج = هـ فإن ص ج = ( ( ( الم ج = الم الم وهذا يوضح (حسب ميرهنة لاجرانج) أن ر جـ قاسم للعدد ن.

إذا كان د هو أكبر عدد يقسم كلاً من ر، ن، فإن  $v=v\left(\frac{v}{v}\right)$ ، ومن ذلك نرى أن د يقسم العدد جـ، وأن v=v.

من هذه المبرهنة يمكن استنتاج النتيجة التالية:

نتيجة (؛): الزمرة التي رتبتها ن (عندما يكون ن عدد أولمي) زمرة دائرية.

ينتج ذلك من أن أي عنصر ≠ ﴿ هـ في الزمرة ك التي رتبتها ن له رتبـة قاسـم للعدد الأولي ن، ولهذا فإن (٠) ( ﴿)= ن، هذا يعني أن الزمرة الجزئية ل أي تولد بواسطة العنصر ﴿ تكون كل ك، أي أن ل = ك.

نتيجة (٥): الزمر الجزئية للزمرة الدائرية ك التي رتبتها عدد أولي ن همي {هـ}، ك نفسها.

من مبرهنة لاجرانج نجد أن (٠) (ل) لأي زمرة جزئية ل من ك هـو عـدد





قاسم للعدد الأولى ن، وحيث أن ن عدد أولى، فإن قواسمه هي ١، ن.

لقد عرفنا أنه إذا كانت ك زمرة رتبتها ن وأن ل زمرة جزئية من ك، فإن (٠) (ل)/ن، ولكن هذا لا يعني أنه إذا كان العدد م قاسم للعدد ن (أي أن م/ن) يؤدى إلى وجود زمرة جزئية من ك رتبتها م.

هذا صحيح في حالة الزمر الدائرية، أي أنه إذا كانت ك زمرة دائرية رتبتها ن، وإذا كان م/ن، فإن هناك زمرة جزئية ل من ك رتبتها م. المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: لنفرض أن ك زمرة دائرية رتبتها ن.

إذا كان م/ن، فإن هناك زمرة جزئية ل من ك رتبتها م.

### البرحان:

لنفرض أن ن=م ر وأن ص مولد الزمرة ك.

العناصر هــ ص<sup>ر</sup>، ص<sup>رر</sup>، ...، ص<sup>(م-١٠</sup> كلها مختلفة وتكون زمـرة جزئيــة ل من ك.

من مبرهنة سابقة الزمرة الجزئية لزمرة دائرية لابد أن تكون دائرية.

النتيجة التالية توضح مولدات الزمرة الدائرية المنتهيـة والعلاقـة الـتي تــربط هذه المولدات.

نتيجة (٦): لنفرض أن ك زمرة دائرية منتهية رتبتها ن.

إذا كان ص مولد ك، فإن مولدات ك الأخرى هي العناصر التي على الشكل ص' حيث (ن، ر)= ١.





#### مثال (١٠):

المجموعة ص $_{11}$  =  $_{11}$  ،  $_{11}$  ،  $_{12}$  ،  $_{13}$  ... ،  $_{11}$  تحت عملية الجمع مقياس  $_{13}$  زمرة دائرية منتهية مولدها العدد  $_{13}$  ، وحيث أن  $_{13}$  ،  $_{13}$  والد  $_{13}$  يولـد  $_{13}$  زمرة جزئية من  $_{13}$  ،  $_{13}$  رتبتها  $\frac{17}{\pi}$  =  $_{13}$ 

کذلك (٤، ١٢)= ٤ من ذلك فإن العدد ٤ يولد زمرة جزئية من  $m_1$  رتبتها  $m_2$ 

الآن (۲، ٥)=١

ولهذا فإن ٥ يولد الزمرة ص١٢.

حيث أن (٧، ١٢)= ١، فإن ٧ يولد الزمرة ص١٠.

### تمارين

 ١- ضع علامة (صح) أمام العبارة الصحيحة وعلامة (خطأ) أمام العبارة الخاطئة.

أ- كل زمرة تبديلية لابد أن تكون دائرية.





ب- كل عنصر في الزمرة الدائرية ك يولد الزمرة ك.

جـ- إذا كان ن عدد صحيح موجب، فإنه توجد على الأقل زمرة واحد
 تبديلية لها الرتبة ن.

۲- لنفرض أ، ك زمرة. إذا كان  $\in$   $\{ \}$  ك حيث أن  $( \cdot )$   $( \}$  =  $( \cdot )$  فبرهن أن:

じ=('-)(()-1

ب- (۱) ((ع) ((الع)= (۱) ((العنام عدد صحيح جـ

٣- إذا كانت ك زمرة و ( ∈ ك حيث (°) = هـ، فما هو (٠) (١)?

٤- لنفرض أن ك زمرة وأن ﴿، ب ∈ ك. برهن أنه إذا كان (٠) (﴿)= م

و(۱) (ب)=ن وكان (ب= ب فإن (۱) ( (ب)= م ن عندما يكون (م، ن)= ١.

٥- إذا كانت ك زمرة و ﴿ وَ كَ حَيث ﴿ ا = هـ، فبرهن أن (٠) (٩) م.

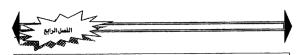
### الزمر الجزئية الناظمية Normal Subgroups

لنفرض أن ل زمرة جزئية من الزمرة ك.

إذا كان أ ∈ ك، فإن الجموعة المصاحبة اليمنى لأ قد لا تساوي المجموعة المصاحبة اليسرى أل.

الزمر الجزئية التي مجموعاتها المصاحبة اليمنى تساوي مجموعاتها المصاحبة اليسرى لها أهمية خاصة في نظرية الزمر، لهذا السبب نركز الاهتمـام على هـذا الصنف من الزمر وتعطي أهم النتائع المتعلقة بتلك الزمر الجزئية.





تعریف: الزمرة الجزئية ن من الزمرة ك تسمى زمرة جزئية ناظمية (Normal) إذا كان نع=عن لكل ∈ع ك.

المبرهنة التالية توضح الشرط المكافئ للتعريف حتى تكون زمرة جزئية من زمرة ك زمرة جزئية ناظمية.

مبرهنة: ن زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك إذا وإذا كان فقط  $3^{c*}$   $3^{-1}$  و ن لكل  $\in 3$  ك و ن 0 ن.

### البرهان:

إذا كان ن زمرة جزئية ناظمية من ك وكان ∈ع ك و ن\*∈ ن، فــإن ع<sup>ن\*</sup> ع<sup>-</sup> `∈ ن لأن ن ك= ك ن.

الأن إذا كان ع<sup>د•</sup> ع⁻¹ ∈ ن حيث ∈ع ك و ن\*∈ ن، فإنعن\*∈ نع لكـل ∈ع ك و ن\*∈ ن وهذا يعني أن *ن ع≤عن*.

بمــا أن ع⁻' ∈ ك، فــإن ع⁻' ع<sup>ن</sup>\*∈ع ن وهـــذا يعــني أن ن\* ∈ ع ع ن، والذي بدوره يوضح أن *ن ع≤ع ن*.

إذنعن = نع

وهذا يؤكد أن ن زمرة جزئية ناظمية من ك.

إذا كانت ك زمرة تبديلية، فإن كل زمرها الجزئية تكون زمر جزئيـة ناظميـة، المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: كل زمرة جزئية من زمرة تبديلية لابد أن تكون ناظمية.





الرهان:

لنفرض أن ن زمرة جزئية من الزمرة التبديليـة ك. لكــل ∈ع ك و ن\*∈ ن نجد أن

وهـذا يعـني أن ع<sup>زه</sup> ع⁻` ∈ ن لكـل ∈ع ك و ن\*∈ ن وهـذا يوصـلنا إلى الاستنتاج وهو أن ن زمرة جزئية ناظمية من ك.

المرهنة السابقة لا تؤدى إلى الاستنتاج وهو:

إذا كانت الزمر الجزئية الفعلية لزمرة ك كلها ناظمية، فإن ك زمرة تبديلية.

هناك زمر غير تبديلية كل زمرها الجزئية الفعلية ناظمية.

مثال (۱۱):

الجموعة {±١، ±ي، ±ر، ±جـ} تحت عملية الضرب المعرفة عليها بحيث:

زمرة غير تبديلية (تسمى زمرة هاملتون).

إذا كانت ل زمرة جزئية فعلية من هذه الزمرة، فإن رتبة ل لابد أن تكون ٢ أو ٤.





على الطالب أن يوضح أنه إذا كانت (١) (ل)= ٢ أو (١) (ل)= ٤، فإن ل زمرة جزئية ناظمية.

دليل الزمرة الجزئية ن في ك له علاقة في الحكم على الزمرة الجزئية ن في كونها زمرة جزئية ناظمية، المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: لنفرض أن ن زمرة جزئية من زمرة ك.

إذا كان [ك: ن] = ٢، فإن ن زمرة جزئية ناظمية من ك.

#### البرهان:

لنفرض أن أ ∈ ك إذا كانت المجموعات المصاحبة اليمنى المختلفة للزمرة الجزئية ن في ك هي ن، ن أ، فإن ك=ن∪إن

وهذا يؤكد أن ن أ = أن، والذي بدوره برهن أن ن زمرة جزئية ناظمية.

لقد وضحنا سابقاً بأن تقاطع أي تجمع من الزمر الجزئية من زمرة ك هـو أيضاً زمرة جزئية من ك، والمبرهنة التالية تعطي نتائج تتعلق بتقاطع الزمر الجزئية الناظمية من ك.

مبرهنة: لنفرض أن ن١، ن٠ زمرتين جزئيتين من زمرة ك.

۱- إذا كان ن، زمرة جزئية ناظمية من ك، فيان ن، ∩ن، زمرة جزئية ناظمية من ن،.

 ۲- إذا كانت كل من ن١، ن، ناظمية من ك، فإن ن، ∩ن، زمرة جزئية ناظمية من ك.



#### الرهان:

١- لنفرض أن س ∈ (ن, ∩ن,) وأن ن\* ∈ ن٠.

لاحظ أن ن س ن⁻ و ن، لأن ن، زمرة جزئية ناظمية من ك.

كـذلك ن س ن<sup>-</sup>` ∈ ن، ، لأن ن\* ∈ ن، و س ∈ ن، و ن، زمـرة جزئيـة من ك.

هذا يعني أن ن س ن⁻` ∈ ن,∩ن, والذي مفاده أن ن,∩ن, زمرة جزئيــة ناظمية من ن.

٢- لنفرض أن س ∈ ن، ∩ن٠.

نستطيع القول بأن عس ن $^{-1} \in \mathfrak{i}$ ، لأي عنصر  $\mathbf{g} \in \mathfrak{b}$  وذلك لأن  $\mathfrak{i}$  ناظمية في كل.

ک ذلك نستطيع القول بان عس ن $^{-1} \in \mathfrak{i}_{7}$  لأي عنصر  $g \in \mathfrak{b}$  لأن  $g \in \mathfrak{b}$  ناظمية في ك.

هـذا يعـني أن غٌ سغٌ- ` ∈ ن,∩ن,لكـل∈ع ك و س ∈ ن,∩ن, والـذي يعنى أن ن,∩ن, زمرة جزئية ناظمية في ك.

قد لا تكون الزمرة ك أي زمرة جزئية ناظمية عـدا {هـــ} و ك نفسها، وفي هذه الحالة تسمى ك بالزمرة البسيطة (Simple).

المبرهنة السابقة توضح أن التقاطع النهائي للزمر الجزئية الناظمية من ك هـو زمرة جزئية ناظمية من ك، وفي الحقيقة نستطيع تعميم ذلك إلى أن تقاطع أي تجمع من الزمر الجزئية الناظمية من ك هو أيضاً زمرة جزئية ناظمية من ك.





إذا كانت ن زمرة جزئية ناظمية من ك، وإذا كانت ل زمرة جزئيـة مـن ك بحيث أن:

#### ن⊂ل⊂ك

فإنه من السهل برهنة أن ن زمرة جزئية ناظمية من ل، ولكن إذا كان جم حجه ك حيث أن جه، زمرة جزئية ناظمية من جه، وجه زمرة جزئية ناظمية من ك، فإن جه زمرة جزئية من ك ليس من الضروري أن تكون ناظمية في ك، بمعنى آخر كون الزمرة الجزئية ناظمية ليست خاصية انتقالية.

### تمارين

- ۱- لنفرض أن  $\{U_a\}$  عائلة من الزمر الجزئية الناظمية من الزمرة ك. برهن أن  $\int_{B} U_a$  زمرة جزئية ناظمية من ك.
- "- إذا كانت ل زمرة جزئية من ك وكانت جـ زمـرة جزئية ناظمية مـن ك، فبرهن أن ل جـ= { $b^*$  جـ:  $b^*$  جـ:  $b^*$

زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك.





١. ﴿ يتبادل مع ب إذا وإذا كان فقط [ ﴿، ب]= هـ.

٢. [ ﴿ ، بِ] " = [ ﴿ ، بِ].

٥- لنفرض أن ل زمرة جزئية من زمرة ك. إذا كان ن= ٢٠١١ برهن أن ن
 زمرة جزئية ناظمية من ك.

٦- إذا كانت ك كما في المثال (١١).

١. كون جدول للزمرة ك.

 ٢. برهن أن الزمرة الجزئية ل من ك حيث (١) (ل)=٤ زمرة جزئية ناظمية من ك.

### \* زمر القسمة والتشاكل Quotient Group and Homomorphism

إذا كانت ن زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك، فإن ك/ن= {ع ن: ∈ع ك} تسمى مجموعة القسمة.

إذا كانت ن زمرة جزئية ناظمية من ك، فإن كل مجموعة مصاحبة يمنى هو محموعة مصاحبة يسرى، ولهذا السبب لا داعي للذكر يسرى أو يمنى في حالة كون ن زمرة جزئية ناظمية.

إذا عرفنا العملية \* على ك/ن حيث أن ع،ن \* ع، ن= (ع، \* ع،) ن فإن الجموعة ك/ن تحت هذه العملية تكون زمرة.

بما أن هـ هو العنصر المحايد في الزمرة ك، فإن هـ ن = ن هـ و العنصر المحايد للمجموعة ك/ن.





من الآن فصاعداً نسقط كتابة العملية \* ونكتب ع،ن ع، ن بـدلاً مـن ع،ن \*ع، ن. حتى تكون العملية معرفة تعريفاً جيداً يجب أن نبين أنه إذا كان:

 $U^*$ ن عن = عن حيث ع، ع،  $U^*$ ،  $U^*$  فإن ع  $U^*$  ن = ع  $U^*$ ن

3 6 6 5 (6 6) = 3 (6 6)

= (3 0) [ = 3 0 [ = 3 [ 0 .

هذا يعنى أن العملية معرفة تعريفاً جيداً.

لنفرض أن ع،ن، ع،ن، ع،ن ∈ ك/ن

(3,0 3,0) 3,0= (3,3,)0 3,0 = [(3,2,3,3)]0

(3,000) (3,000) (3,000)

حيث أن ع⁻ ﴿ وَ كَ، فإنه إذا كانعن و ك/ن، فإن ع⁻ ` ن و ك/ن هذا يعني أن

ع ن ع - ' ن= (ع - ' ع)ن = هـ ن = ن

وكذلك

ع ن ع ن = (ع ' ع) ن = هـ ن = ن

وهذا يعني أن ع-١ ن هو نظير العنصر ع ن في ك/ن.

هذا يوضح أن ك/ ن تحت العملية \* تكون زمرة تسمى زمرة القسمة للزمرة ك على ن.





مثال (۱۲):

مجموعة الأعداد الصحيحة ص تحت عملية الجمع زمرة تبديلية.

الزمرة الجزئية

 $^{7}$ ص=  $^{7}$ س: س∈ ص} زمرة جزئية ناظمية من ص الآن ص $^{7}$ ص=  $^{7}$  +  $^{7}$ ص،  $^{7}$ ص=  $^{7}$  نكون زمرة القسمة للزمرة ص على  $^{7}$ ص.

زمرة القسمة ك/ن ذات أهمية عندما تكون ك زمرة منتهية، والمبرهنة التاليـة توضح ذلك.

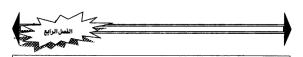
إذا كانت ك زمرة دائرية وكانت ن زمرة جزئية من ك، فإن الزمرة ك/ن لابد أن تكون زمرة دائرية أيضاً، لأنه إذا كان { مولد ك، فإن {ن مولد الزمرة ك/ن.

# التشاكل الزمري Groups Homomorphism

الدالة التي تحافظ على البنية الجبرية ذات أهمية في الجبر وتمتناز بـالكثير من الحواص الجيدة. في هذا الجزء ندرس الدالة التي تحافظ على العملية الثنائية المعرفة على درمة ك بحيث تنقلها إلى نفس التأثير بالعملية الثنائية المعرفة على زمرة أخرى ك.

هذه الدالة تسمى تشاكل (Homomor phism)، وحيث أنها تحافظ على العملية الثنائية المعرفة على الزمرة، فإنها تحافظ على تركيب الزمرة.

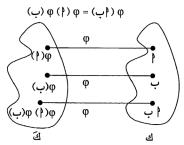




تعریف: الدالة  $\phi$  مـن الزمـرة ك إلى زمـرة أخـرى كَ.  $\phi$ : ك  $\rightarrow$ كَ تـسمى تشاكل من ك إلى ك إذا كان  $\phi$  (  $\phi$  \*  $\phi$  +  $\phi$  )  $\phi$  (  $\phi$  )  $\phi$  (  $\phi$  )  $\phi$  (  $\phi$  )  $\phi$  (  $\phi$  ) الكـل  $\phi$  ،  $\phi$  .

لاحظ أن \* العملية المعرفة على ك، والعملية □ معرفة على كَ.

من الآن فصاعداً نسقط العمليتين من الكتابة آخذين في الاعتبار بأن العملية بين عناصر ك هي العملية المعرفة على الزمرة ك، ونكتب:



نعطي الآن بعض الأمثلة على التشاكل الزمري.

مثال (۱۳):

إذا كانت الدالة  $\phi$ : ك  $\rightarrow$  ك بين الزمرتين ك، ك والمعرفة

φ (١) = هـُ لكل ١ ∈ ك.

حيث هـ َ هو العنصر المحايد للزمرة كَ.

وضح أن φ تشاكل من الزمرة ك إلى الزمرة كَ.





: 14

مثال (۱٤):

إذا كانت φ: ص ← ص حيث ص زمرة الأعداد الصحيحة تحت عملية الجمع.

تعرف الدالة φ كما يلي:

φ (ω)= γω لكل ω ∈ ω وضح أن φ تشاكل.

الحل:

 $(\omega+\phi) = \Upsilon(\omega+\phi) = \Upsilon(\omega+\phi) = \Upsilon(\omega+\phi) + \Upsilon(\omega+\phi) = \Upsilon(\omega+\phi) = \Upsilon(\omega+\phi) + \Upsilon(\omega+\phi) = \Upsilon($ 

وهذا يوضح أن φ تشاكل من ص إلى نفسها.

مثال (۱۵):

لنفرض أن √ هي مجموعة الأعداد الحقيقية الموجبة تحت عملية المضرب، وأن √ هي مجموعة الأعداد الحقيقية تحت عملية الجمع.

إذا كانت φ: ܡ⁺؎಼ᄌ.

والمعرفة φ(س)= لوړ س لكل س∈ ٢٠٠٠.

وضح أن  $\phi$  تشاكل من الزمرة ( $\zeta^+$ ،  $\bullet$ ) إلى الزمرة ( $\zeta$ ، +).





لحل:

$$\varphi(w, -\infty) = \text{le}_{\Lambda}(w, -\infty) =$$

مثال (۱٦):

فإن م٢٠٢ تحت عملية ضرب المصفوفات تكون زمرة، وإذا كانت ح نجم معرعة الأعداد الحقيقية عدا الصفر فإن ح تحت عملية الضرب تكون زمرة. إذا كانت

$$\phi: q_{Y\times Y} \longrightarrow \mathcal{T}^*$$
 معرفة كما يلي:  $\phi \left[ egin{pmatrix} q & \cdot \\ -- & \cdot \\ -- & \cdot \end{bmatrix} \right] = \{\epsilon - \cdot - \cdot \}$ 

المصفوفة أ، وبالتالي نستطيع القول بأن φ دالة من مجموعة المصفوفات أ من نوع ٢×٢ والتي محددتها لا تساوي صفر إلى محددتها.

$$\phi$$
 (أب)= |أب| = |أ| |ب| (من خواص المحددة)  $\phi$  (أب)  $\phi$  =

وهذا يوضح أن  $\phi$  تشاكل من  $\gamma_{xx}$  إلى ح\*.





مثال (۱۷):

إذا كانت (ح، +) زمرة الأعداد الحقيقية تحت عملية الجمع، وكانت (ح٠، ٠) زمرة كل الأعداد الحقيقية عدا الصفر تحت عملية الضرب.

نعرف الدالة  $\phi: \mathcal{T} \longrightarrow \mathcal{T}^*$  بالصيغة  $\phi(m)$ = ٢٠٠ لكل س  $\in$  -.

وضح أن φ تشاكل من ح إلى ح\*.

#### الحل:

 $\phi(\omega+\omega)= \gamma^{\omega+\omega}= \gamma^{\omega} \gamma^{\omega}=\phi(\omega)$ 

وهذا يوضح أن φ تشاكل من ح إلى ح\*.

إذا كانت φ تشاكل من الزمرة ك إلى نفسها، فإنها تسمى تشاكل داخلي (endomorphism) من الأمثلة العديدة التي يمكن اشتقاقها للحصول على تشاكل رمزي تنتج من المبرهنة التالية:

مبرهنة: لنفرض أن ن زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك. الدالة  $\phi$ : ك  $\rightarrow$  ك/ ن. والمعرفة  $\phi(3)=3$ ن لكل  $\in 3$ ح تعطي تشاكل فوقي يسمى التشاكل الطبيعي.

البرهان:

الدالة  $\varphi$  دالة فوقية ناتج من أنه لكلع ن  $\varphi$  ك/ن هناك  $\varphi$  عيث  $\varphi$ 

$$\phi(z_1,z_2) = (z_2,z_1) = [(z_1,z_1)(z_2,z_2)]$$

 $= \phi(3_i) \phi(3_f)$  (2)  $\forall i \in U$ .

وهذا يوضح أن φ تشاكل فوقى من ك إلى ك/ن





التشاكل الزمري يحافظ على العنـصر المحايـد وكـذلك يحـافظ علـى نظـير العنصر، المبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: إذا كان φ تشاكل من الزمرة ك إلى الزمرة ك، فإن:

(هـ)= هـ العنصر المحايد في ك و هـ العنصر المحايد في ك.

 $\gamma^{-1} = (\phi(3))^{-1}$ .

### البرهان:

 $\phi$  (ع هـ)  $\phi$  (ع هـ)  $\phi$  (ع هـ)  $\phi$  (ع هـ)  $\phi$  (هـ) انفرض أن ع  $\phi$  (ع هـ)  $\phi$  (ع هـ)

ومن قانون الاختصار نصل إلى أن φ (هــ) = هـَـ.

 $\phi = (3 - \phi) = (3 - \phi) = (3 - \phi) = \phi$ 

وكذلك

 $\phi (3^{-1}) \phi (3) = \phi (3^{-1}3) = \phi (a_{-1}) = \phi$ 

وهذا يعنى أن:

 $\phi$  (3  $^{-\prime}$  ) ae idy (bain  $\phi$  (3  $^{-\prime}$  ) = ( $\phi$  (3  $^{-\prime}$  ) = ( $\phi$  (3  $^{-\prime}$  ).

تأثير التشاكل على الزمر الجزئية للزمرة ك، وكـذلك تـأثير التـشاكل علـى الزمر الجزئية للزمرة كَ يدرس في المبرهنة التالية.

مبرهنة: إذا كان φ تشاكل من الزمرة ك إلى الزمرة ك، فإن:

(ل) زمرة جزئية من كَ لكل زمرة جزئية ل من كِ.  $\phi = 1$ 

 $\phi^{-1}$  (ج) زمرة جزئية من ك لكل زمرة جزئية جـ من ك.



الفسل الوابع

البرحان:

 $\{\phi(b)^*\} = \{\phi(b^*): b^* \in b\}$  ا- من المعلوم أن  $\{\phi(b)^*\} = b^*$ 

لنفرض أن φ(ك, )، φ(ك, ) ∈φ(ك)

هذا يعني أن ل, ْ ، ل, ۚ ول وبذلك يكون ل, ْ ل, ۚ ول لأن ل زمرة جزئية من ك.

الآن

 $(L, \Phi) (\Phi, \Phi) = (P, \Phi, \Phi) (P, \Phi) (P$ 

إذن φ(ل) زمرة جزئية من كُ.

 $\gamma$ - من المعلوم أن  $\phi^{-1}(\mathbf{x}) = \{\mathbf{z} \in \mathbf{b}: \phi(\mathbf{z}) \in \mathbf{x}$ 

الأن

إذا كان ع،، ع،  $\varphi = \varphi^{-1}(-)$ ، فإن  $\varphi(3)$ ،  $\varphi(3) \in -$ 

وحيث أن جـ زمرة جزئية من كَ، فإن:

φ(ع١) φ(ع٠)" =جـ

('-, E, E) =

وهذا يعني أن عرع  $\phi$   $\phi$  (ج) وبالتالي  $\phi$  (جـ) زمرة جزئية من ك.

السؤال الآن هو: ماذا يحصل لو وضعنا في المبرهنة السابقة جملة زمـرة جزئيـة ناظمية مكان الجملة زمرة جزئية؟

الإجابة على هذا السؤال في النتيجة التالية.



نتيجة (١): إذا كان φ تشاكل من الزمرة ك إلى الزمرة ك، فإن:

 $\phi = 0$  (ل) زمرة جزئية ناظمية من ك لكل زمرة جزئية ناظمية ل مـن ك عندما يكون  $\phi$  تشاكل فوقي.

 $\phi - \gamma$  (جـ) زمرة جزئية ناظمية من ك لكل زمرة جزئية ناظمية جـ مـن ك لكل زمرة جزئية ناظمية جـ مـن ك ك

إذا كان  $\varphi$ : ك  $\rightarrow$  ك تشاكل رمزي، فإن هناك مجموعة جزئية من ك ذات أهمية تحت تأثير التشاكل  $\varphi$ ، وهذه المجموعة تسمى نواة التشاكل.

تعريف: إذا كـان φ تـشاكل مـن الزمـرة ك إلى الزمـرة كَ، فـإن مجموعـة العناصر في ك والتي تعطى تحت تـاثير الـشكل φ العنـصر المحايـد في كَ تسمى نواة التشاكل (Kernal of)، ويرمز لها بالرمز نواة (φ).

نواة (φ)= {س∈ك: φ(س)= هـــُ}

من الملاحظ أن نواة (φ) مجموعة غير خالية لأي تشاكل φ لأنها تحتوي على الأقل على العنصر المحايد هـ في ك.

تطبيق النتيجة السابقة على نواة (φ) يمكن أن يوصلنا إلى أن نواة (φ) زمـرة جزئية ناظمية من ك، لأن:

ويمكن توضيح ذلك بطريقة أخرى وهي:

إذا كان جـ ∈ نواة (φ) ، ع ∈ك فإن:

$$\phi (3 - 3^{-1}) = \phi (3) \phi (-1) \phi (3^{-1})$$





$$= \phi(3) \triangleq \phi(3^{-1}) = \phi(3) \Rightarrow \phi(3)^{-1} =$$

إذن عجه ع $^{-1} \in \text{iel}(\phi)$  وهذا يبرهن أن نواة  $\phi$ ) زمرة جزئية ناظمية من

. 실

نتيجة (٢): إذا كان φ تشاكل من الزمرة ك إلى الزمرة ك، فإن نواة (φ) زمرة جزئية نظامية من ك.

نواة التشاكل تستخدم في الحكم على أن التشاكل أحادي أو غير أحادي، والمبرهنة التالية توضح ذلك.

مبرهنة: إذا كان  $\phi$  تشاكل زمري، فإن  $\phi$  تشاكل أحادي إذا وإذا كان فقيط نبواة  $(\phi)$  =  $\{a_-\}$ 

### الرهان:

إذا كان  $\phi$  تشاكل أحادي وكان  $\phi$  ( $\phi$ )، فإن  $\phi$ ( $\phi$ ) هـ ولكـن  $\phi$ (هـ)= هـ و هـن وهـن وهـن الله يعني أن  $\phi$ (هـ)=  $\phi$ ( $\phi$ ) والذي بـدوره يـوّدي إلى أن  $\phi$  ويذلك يكون الاستنتاج نـواة ( $\phi$ )= {هـ} قـد حـصل. الآن لنفـرض أن نـواة  $\phi$ )= {هـ}.

إذا كان:

 $\phi(\mathbf{y}_{r}) = \phi(\mathbf{y}_{r}) \mathbf{\psi}(\mathbf{y}_{r}) = \phi(\mathbf{y}_{r}) \mathbf{\psi}(\mathbf{y}_{r}) \mathbf{\psi}(\mathbf{y}$ 

 $\tilde{\phi}(\beta_1)\varphi(\beta_2)^{-1}=\tilde{\phi}$ 

وهذا يعني أن ع،ع $abla \in \{0,0\}$  إذن ع،ع $abla = \{0,0\}$  [دن ع،ع $abla = \{0,0\}$ ] وهذا يعني أن ع،= ع، وبالتالي فإن التشاكل  $abla = \{0,0\}$  أحادى.





عرفنا في السابق أن نواة التشاكل زمرة جزئية ناظمية، وفي الحقيقة نستطيع قول أكثر من ذلك، وهو أن أي زمرة جزئية ناظمية هيي نواة تشاكل زمري، بمعنى آخر إذا كانت ن زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك، فإنه يمكن تعريف تشاكل فوقى  $\phi$ : ك  $\longrightarrow$  ك/ن

بحيث تكون نواته الزمرة الحزثية الناظمية ن. واضح أن φ: ك → ك/ن φ(ع)=عن يعرف تشاكل فوقي.

الآن لنفرض أن ع ∈ نواة (φ).

هذا يعني أن  $\phi(3)=3$  ن = ن، ومن ذلك نستطيع القول بأن  $\in 3$ ن، ومن ذلك نصل إلى نواة  $(\phi)\in$ ن، والرجوع في نفس الطريق برهن أن  $\in$  نواة  $(\phi)$  والذي بدوره يوصلنا إلى أن نواة  $(\phi)=$ ن.

عندما يكون التشاكل الزمري  $\phi$ : ك  $\rightarrow$  ك أحادي، فإنه يمكن النظر إلى ك،  $\phi$ (ك) بأنهما ذات تركيب جبري واحد، وله ذا السبب نعطي تعريف خاص للتشاكل الأحادى.

تعریف: إذا کان  $\varphi$  تشاکل زمري من الزمرة ك إلى الزمرة ك، فإن  $\varphi$ : ك  $\rightarrow$  ك يسمى تشاكل تقابلى (Isomor phism) إذا كانت  $\varphi$  دالة أحادية.

إذا كان هناك تشاكل تقابلي فوق  $\phi$  من ك إلى كَ، فإن الزمرتان ك، كَ متشاكلتين تقابلياً ويرمز لذلك ك  $\propto$  كَ.

عرفنا من مبرهنة سابقة بأن التشاكل φ مـن الزمـرة ك إلى الزمـرة كَ يكــون تشاكل تشاكل تقابلي إذا وإذا كان فقط نواة (φ)= {هـ}.





المبرهنة التالية توضح العلاقة بين نواة التشاكل الفوقي وزمرة القسمة والــــي تسمى النظرية الأساسية للتشاكل.

نظرية: (النظرية الأساسية للتشاكل)
إذا كانت ك، ك زمرتان وكان φ: ك

- ك.

تشاكل فوقي نواته جـ ، فإن

الزمرتان ك/ج، ك متشاكلتان

تقابلياً، أى أن ك/ج = ك ك في الكراج الكراج

## الرهان:

وضحنا فيما سبق أن  $\psi$ : ك  $\rightarrow$  ك/ جـ تشاكل فوقى،

وأطلقنا عليه اسم التشاكل الطبيعي.

الآن نعرف دالة ق من الزمرة ك/ جـ إلى الزمرة ك

وذلك كما يلي: لكلعجـ ∈ ك/جـ، فإن ق(ع جـ)= φ(ع)

أولاً نوضح أن ق معرفة تعريفاً جيداً.

إذا كان ع جـ = ع جـ حيث ع، ع  $\in$  ك، فإن ق(ع جـ) = ق(ع جـ)، وهذا يعنى أن  $\varphi(3) = \varphi(3)$  إذن الدالة ق معرفة تعريفاً جيداً.

لنبرهن الآن أن ق دالة فوقية، نفرض أن ع ∈ ك.

إذن هناك ع  $\in$  ك حيث  $\phi(3)$ = ع لأن  $\phi$  دالة فوقية، وهذا يعني أن:





إذن لكل ع ∈ ك هناك ع جـ ∈ ك/ جـ حيث ق(ع جـ) = ع

علينا الآن أن نبرهن أن ق تشاكل.

 $\ddot{\phi}(3_1 + 3_2 + 3_3) = \ddot{\phi}((3_1 3_2) + 3_2) = \ddot{\phi}(3_1 3_2$ 

 $= \bar{o}(3, -1) \phi(3, -1)$ 

وهذا يعني أن ق تشاكل. لتكملة البرهـان بقـي علينـا أن نـبرهن أن ق دالـة أحادية.

لنفرض أن ع جـ ∈ نواة (ق).

هذا يعني أن ق(ع جـ)= هـَ ولكن ق(ع جـ)= φ(ع)، ومن ذلك نصل إلى أن φ(ع)= هـُ وهذا يعني أن ع ∈ نواة (φ) = جـ.

هذا الاستنتاج يعني أن ع جـ= جـ.

والذي مفاده أن نواة (ق)= جـ وهو العنـصر المحايـد في ك/ جـ إذن ق دالـة أحادية.

وضع كل هذه الأجزاء معاً يوصلنا إلى اكتمـال برهـان ن ق تـشاكل تقـابلي فوقي من ك/جــ إلى ك، أي أن ك/جـ ≈ ك.

ملاحظة: إذا كان التشاكل  $\phi$ : ك  $\longrightarrow$  كَ غير فوقي، فإن ك/ جـ pprox تقابل ك.

مثال (۱۸):

لنفرض أن 
$$\phi$$
: (ص، +)  $\longrightarrow$  ({۱، -۱}، ۰)





حيث أن:

$$φ(i) = \begin{cases} 1 & \text{if } acc i (e \neq 0), \\ -1 & \text{if } acc i (e \neq 0), \end{cases}$$

لنفرض أن ع، هي مجموعة الأعداد الصحيحة الزوجية، وأن ص، مجموعة الأعداد الصحيحة الفردية من الواضح أن:

نواة (
$$\phi$$
)=  $\phi$ ، الآن ص/ نواة ( $\phi$ )=  $\phi$ /  $\phi$ ،  $\phi$ ،  $\phi$ .

وذلك من المبرهنة السابقة التي تضمن هذا التشاكل التقابلي الفوقي.

يكن تعريف هذا التشاكل كما يلي:

$$\iota = (\cdot) \phi (\tau - \sigma_{1}) \phi (\cdot) = 0$$

$$1 - = (1) \varphi = (1 + ص) = (1) = -1$$

مثال (۱۹):

لنفرض أن ك زمرة وأن ﴿ ∈ ك.

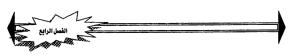
الدالة  $\phi$ : ص $\rightarrow$  <  $\uparrow$ > والمعرفة  $\phi$  (ن)=  $\uparrow$ 

تشاكل فوقي من الزمرة ص تحت عملية الجمع إلى الزمرة الجزئية الدائرية < ا> من ك.

نستطیع استنتاج أن ص/ نواة ( $\phi$ )= <

هناك احتمالات يمكن دراستها:





وبذلك يكون للعنصر أ رتبة لانهائية وتكون ص/نواة (φ) هي الزمرة ص.

هذا يوصلنا إلى استنتاج أن أي زمرة دائرية لا نهائية هي في الحقيقة الزمـرة ص تحت عملية الجمع.

 $^{7}$  - نواة ( $\phi$ )  $\neq$  { $\cdot$ }. هذا يعني أن هناك أصغر عدد صحيح موجب حيث أن  $^{6}$  =  $\phi$ . وبذلك يكون نواة ( $\phi$ ) =  $\phi$ .

هذا يعني أن صن= ص/ نواة (φ) ويكون الاستنتاج هو أن أي زمرة دائرية منتهية هي في حقيقتها صن حيث ن رتبة مولد الزمرة الدائرية <٩>.

هذه النتيجة تقودنا إلى أن أي زمرتان دائريتان لهما نفس الرتبة متشاكلتان تقابلياً.

إذا كان  $\phi$ : ك  $\to$  ك تشاكل زمري داخلي وإضافة إلى ذلك يكون  $\phi$  تشاكل تقابلي فوقي، فإنه يسمى في هذه الحالة تشاكل تقابلي ذاتي (automorphism).

لنفرض أن ك زمرة وأن ∈ أك.

الدالة  $\phi_i$ : ك o ك والمعرفة  $\phi_i(m)$ =  $\{m,i^{-1}$  لكل  $m\in \mathbb{D}$  تعتبر تشاكل داخلي.

إذا كان س١، س١ ∈ ك، فإن:

φ (س، س) = ((س، س) و ٦٠٠

 $= \langle (\omega, (-1), (-1), \varphi) \rangle = (-1) + \varphi ((\omega, (-1), \varphi)) = (-1) + \varphi ((\omega, (-1), \varphi))$ 

لاحظ أن φ، دالة فوقية لأنه لكل س∈ك.





هناك  $q^{-1}$ س  $q \in 2 حيث أن <math>q_{1}(q^{-1}m^{2}) = m$ .

إذا كان  $\phi_1(m_1)=\phi_1(m_7)$ ، فإن  $\phi_1(m_1)=\phi_1(m_1)$  ومن قانون الاختصار نصل إلى أن  $\phi_1=\phi_1(m_1)$ ، وهذا يعنى أن  $\phi_1$  دالة أحادية.

مثل هذا التشاكل (تشاكل تقابلي فوقي داخلي يسمى تـشاكل تقـابلي ذاتـي داخلي) (inner automorphism).

يرمز لجموعة التشاكلات التقابلية الذاتية الداخلية للزمـرة ك بـالرمز داخلـي (ك)، أي أن:

داخلي (ك)= {φ}: ١ ∈ك}

إذا كانت ك زمرة تبديلية، فإن داخلي (ك) تحتوي على التشاكل المحايد ل: ك  $\rightarrow$  ك حيث ل(m)=m لكل  $m\in\mathbb{R}$ 

إذا عرفنا على داخلي (ك) عملية تركيب الدوال فإن (داخلي (ك)، ∈ () تصبح زمرة.

إذا كان  $\phi$ ،  $\phi$  و داخلي (ك) فإن:

$$(-\psi - \psi) = (\psi - \psi) = (\psi - \psi) = (\psi - \psi)$$

$$(\omega)^{-1} = (4 - 1) = (4$$

وهذا يعني أن φ ، 0 φ ب= φ ب، ويذلك تكون المجموعة داخـل (ك) مغلقـة تحت العملية ٥.

إذا كان هـ هو العنصر المحايد في ك، فإن  $\phi_{\rm L}$  (س)= هـ س هـ ٔ ٔ = س ومن ذلك نجد أن  $(\phi_{\rm L}\circ \phi_{\rm L})$  ومن ذلك نجد أن  $\phi_{\rm L}\circ \phi_{\rm L}$ 





$$(\phi_{-} \circ \phi_{1}) = (\phi_{-} \circ \phi_{1}) = (\phi_{-} \circ \phi_{1}) = \phi_{1} \circ \phi_{1}$$

هذا يعني أن  $\phi_{\rm a}$  هو العنصر المحايد للمجموعة داخل (ك) تحت العملية  $\phi$  .

إذا كان أ ∈ ك، فإن:

$$(\varphi_{1-1} \circ \varphi_{1})_{m} = (\varphi_{1-1} \circ \varphi_{1})_{m}$$

$$= q^{-1} (q_{1-1} \circ q_{1-1})^{-1} = m = \varphi_{n}(q_{1})$$

كذلك:

$$(\varphi_1 \circ \varphi_{1-1})_{m} = \varphi_1 (q^{-1} m q) = q q^{-1} m q q^{-1} = m = \varphi_{L}(m)$$
 $e^{-1} = g^{-1} m q = \varphi_{L}(m)$ 

من هذا كله نصل إلى أن (داخل (ك)، ٥) زمرة.

بصفة عامة، فإن مجموعة التشاكلات التقابلية الذاتية على الزمـرة ك، والـــــي يرمز لها بالرمز ذاتية (ك) تحت عملية الدوال تكون زمرة.

لاحظ أن داخل (ك) زمرة جزئية من الزمرة ذاتية (ك)، وإضافة إلى ذلك فإن داخل (ك) زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ذاتية (ك).

كون داخل (ك) زمرة جزئية من ذاتية (ك) قد تم برهنته.

الآن لنفــرض أن Ψ ∈ ذاتيــة (ك) وأن φ، ∈ داخــل (ك)، ولنفــرض أن س∈ك.

$$(\ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ) \ \Psi = (\ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ) \ \Psi = (\ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ) \ \Psi = (\ ^{\prime} \ ^{\prime} \ ) \ \Psi (\ ^{\prime}$$





$$\Psi = \Psi (\P) \cup \Psi (\P^{-1}) = \Psi_{\ell(\P)} (\Psi)$$

إذن:

 $\Psi \circ \varphi_{1} \circ \Psi^{-\prime} \in \text{cl}(\mathcal{L})$  داخل (ك)

وهذا برهان أن داخل (ك) زمرة جزئية ناظمية من ذاتية (ك).

تعرفنا أن أ (س) وهي مجموعة الدوال الأحادية والفوقية من س إلى نفسها، وعرفنا على أ(س) عملية تركيب الدوال ٥، ومن ذلك نستنتج أن (أ(س)، ٥) زمرة.

إذا كانت ك زمرة، فيمكن تعريف

له: ك  $\rightarrow$  ك حيث  $b_{1}(m)=(m)$  لكل  $m \in \mathcal{C}$ .

لاحظ أن لم دالة أحادية وفوقية من ك إلى نفسها.

عن طريق مثل هذه الدوال نستطيع تعريف  $\phi$ : ك  $\rightarrow$  أ (ك)

ا لکل  $\varphi(q) = 1$  کی ان  $\varphi(q)$ 

لاحظ أن:

$$(1_{1} \circ 1_{1}) m = 1_{1} (1_{1}(m)) = 1_{1}(p m)$$

= (۱۹ب) س = ۱<sub>۹۱</sub>(س) لکل س∈ك

هذا يعني أن لم O لب= لمب.

 $\phi$  الآن نبرهن أن  $\phi$  تشاكل تقابلي  $\phi$  (  $\phi$  ب)= ل $\phi$   $\phi$  (  $\phi$  ب) الآن نبرهن أن  $\phi$  تشاكل تقابلي و





وهذا يعني أن φ تشاكل من ك إلى أ(ك).

الآن إذا كان  $\phi(\P) = \phi(\Psi)$  فإن ذلك يعنى أن ل $\phi = \psi$ 

ولكن (= ل،(هـ)= لب(هـ)= ب

وهذا يوضح أن φ دالة أحادية. هذا النقاش يوصلنا إلى الميرهنة التالية:

مبرهنة: (نظرية كيلي)

كل زمرة ك متشاكلة تقابلياً مع زمرة جزئية من أ (س) لمجموعة مناسبة س.

في النقاش السابق للمبرهنة لا نستطيع مبرهنة أن φ تشاكل فـوقي لأنـه إذا كانت كـ زمرة منتهية عدد عناصرها ن حيث ن٢٠، فـإن عـدد عناصـرها أ(ك) يساوي ن! وتعرف جيداً أن ن!>ن.

إذا كانت ك زمرة منتهية برتبة ن، فإنها تكون متشاكلة مع زمـرة جزئيـة مـن سن لمجموعة مناسبة س، وهذه نتيجة واضحة من مبرهنة كيلي.

## تمارين

١- لنفرض أن ل زمرة جزئية ناظمية من زمرة منتهية ك.

برهن أن (٠)( إل) حيث إل في ك/ل قاسم لرتبة العنصر أحيث  $\in$  ك.

Y- لنفرض أن ك زمرة. برهن أن ك زمرة تبديلية إذا وإذا كانت فقط الدالة  $\varphi$ :  $\Phi$  ك  $\rightarrow$  ك والمعرفة  $\varphi$ (  $\varphi$ )=  $\varphi$  تشاكل فوقي.

"- إذا كانت ك زمرة، وكان  $\phi$ : ك  $\longrightarrow$  ك تشاكل، فبرهن أن:





٤- لنفرض أن ص، زمرة الأعداد الصحيحة تحت عملية الجمع مقياس ^،
 وأن ك= <</li>
 زمرة دائرية رتبتها ١٢. برهن أن الدالة:

φ: φ. → Δ, والمعرفة  $φ(i)=i^{7i}$  تشاكل وحدد نواة φ

 $^{\circ}$ − إذا كانت  $^{\circ}$ : ك → كَ تشاكل فوقي، وكانت ك زمرة بسيطة، فبرهن أن: ك  $^{\circ}$ ك أو أن  $^{\circ}$ ( $^{\circ}$ )= هـ لكل  $^{\circ}$  ك.



## تمارين عامة

- ۱- لنفرض أن ك زمرة. برهن أن ك زمرة تبديلية إذا وإذا كان فقط ( $\{ \phi \}^* = \{ Y \}^* \}$
- Y لنفرض أن ك زمر منتهية. برهن أن إذا كان (٠) (ك) عدد زوجي، فإن ك تحتوى على عنصر  $1 \neq -\infty$  هـ حيث  $1 \neq -\infty$
- ٣- إذا كان ص١٠ زمرة الأعداد الصحيحة تحت عملية الجمع مقياس ١٦،
   فبرهن أن ل= (٠٠ ، ٨، ١٦) زمرة جزئية من ك.
- إذا كان ل زمرة جزئية من زمرة ك، وع زمرة جزئية من ل، فبرهن أن ع
   زمرة جزئية من ك.
  - ٥- لنفرض أن ل زمرة جزئية من زمرة تبديلية ك.
  - برهن أن  $:=\{m\in \mathbb{C}: m^0\in \mathbb{C}, v\in m\}$  زمرة جزئية من  $\mathbb{C}$ .
- T لنفرض أن  $U \neq \Phi$  مجموعة جزئية من زمرة ك. إذا كانت U معلقة تحت عملية الزمرة ك، وكل عنصر في U له رتبة نهائية، فبرهن أن U زمرة جزئية من ك.
  - ٧- لنفرض أن ك زمرة تبديلية، وأن ن عدد صحيح ثابت
    - برهن أن:
    - ل ا  $\{ \{ (0, (1)) \mid (1) \} \}$  زمرة جزئية من ك.
    - ٨- لنفرض أن ل زمرة جزئية عن زمرة ك. إذا كانت
      - ن(ل)= { { و ك: { ل إ ' = ل} فبرهن أن
    - ل زمرة ناظمية من ك إذا وإذا كان فقط ن(ل) = ك.





-9 - لنفرض أن ك= -9 زمرة دائرية رتبتها 10، وأن

< < ° > > كون جدول للزمرة ك/ ل.

 إذا كانت ل زمرة جزئية ناظمية من الزمرة ك، فبرهن أن ك/ل زمرة تبديلية إذا كانت ك تبديلية.

١١- إذا كانت ل زمرة جزئية ناظمية من زمرة دائرية ك، فبرهن أن
 ك/ ل زمرة دائرية.

۱۲ – لنفرض أن ك زمرة وأن  $\phi$ : ك  $\rightarrow$  ك دالـ فوقيـ حيث  $\phi(q) = q^{-1}$  بوهـ: أن:

φ تشاكل تقابلي ذاتي إذا وإذا كانت فقط ك زمرة تبديلية.

۱۳ لنفرض أن ك، ك زمرتان، وأن  $\phi$ : ك  $\longrightarrow$  ك تشاكل فوقي.

تحقق من الجمل التالية:

اً– إذا كانت ل،ع زمرتان جزئيتان من ك بحيث أن نواة  $(\varphi) \subseteq U \cap 3$ ، فإن  $(U \cap 3) = \varphi(U) \cap \varphi(S)$ 

ب- إذا كانت ل زمرة جزئية من ك، فإن:

 $(\phi(b)) = b(i_0 f(\phi))$ ق ( $\phi(b)$ )

-1 إذا كانت  $\phi$ :  $\Phi \to \infty$ ، تشاكل فوقي من الزمرة ك إلى زمرة الأعداد الصحيحة تحت عملية الجمع مقياس  $\Lambda$ ، فبرهن أن ك لها زمرة جزئية ناظمية ن حيث أن [ك: ن]=  $\Upsilon$ .

۱۰- لنفرض أن ل،ع زمرتان جزئيتان ناظميتان من زمرة ك بحيث أن ل∩ع=[ه}

برهن أن أب = بأ لكل أ ∈ ل و ب ∈ ع.





# التكامل غير المحدد



## الفصل الخامس التكامل غير المحدد

## تعريف التابع الأصلى:

نقول عن ق أنه تابعاً أصلياً لـ ق إذا كـان ق. عق وسنرمز لـ ه بالـصيغة قس)= إق (س). دس ونقول أن التكامل غير المحدد لـ ق سيعطينا التـابع ق(س) أو نقول أن التابع الق هو ق.

تمهيد: إن عملية البحث عن التابع الأصلي لتابع قَ معطى تمثـل العمليـة المعاكسة لعملية إيجاد مشتق للتابع فنحن هنا نحـاول أن نوجـد تـابع مـشتقة هـو التابع المعطى قَ وهذه العملية هي العملية التي أسميناها التكامل غير المحدد.

#### ملاحظات هامة:

١- إذا كان ق تابعاً أصلياً لـ ق فإن ق ليس وحيداً ذلك لأن ق+جـ أيـضاً
 تابعاً أصلياً لـ ق حيث جـ ∈ ح وذلك لأن (ق+جـ) = ق + جـ = ق +
 • = ق.

٢- باعتبار أن التكامل غير المحدد عملية معاكسة لعملية الاشتقاق وبالأخد
 بعين الاعتبار تعريف التابع الأصلي.

$$\frac{c\bar{o}}{cw} = \frac{1}{cw} \cdot \int_{cw} \bar{o} \cdot \int_{cw} cw = \bar{o}$$





#### خواص التكامل غير المحدد:

- ١- إذا كان ق تابعاً أصلياً لـ ك، ق تابعاً أصلياً لـ ل عندئذ فإن ق+ك يمثل
   تابعاً أصلياً ق+ل ذلك لأن (ق+ك) = ق + ك = ق + ل.
- $\gamma$  إذا كان ق تابعاً أصلياً لـ قَ وكـان  $\alpha\in \sigma$  عند ثـ فـ فـ إن  $\alpha$  . ق هـ و تــابع أصلي للتابع  $\alpha$  . ق ذلك لأن  $\alpha$  . ق $\alpha$  =  $\alpha$  . ق  $\alpha$  . ق
- $^{\circ}$  يمكن تعميم الخاصتين أعلاه حتى عدد منته من التوابع حيث أنه إذا كان قي تابعاً أصلياً لل قَي تابعاً أصلياً للتابع  $^{\circ}$   $^{\circ}$

أخيراً يمكن اعتماداً على الخواص كتابة العلاقات التالية:

۱ - ∫ق+لس).دس=∫قس).دس+∫ل(س)دس

رس)دس $\alpha=0$  ق س)دس $\alpha=0$  ق س)دس $\alpha$ 

 $\alpha$ ال (س)دسB+ ق $\alpha$ ال (س)دسB+ ق $\alpha$ ال (س)دس

## جدول التكاملات البسيطة

يمكننا الآن إيراد جدول مماثل لما أوردناه في الفصل الثاني ص وذلك فقـط بالنظر إلى التابع الأصلي كتابعاً مشتقة التابع المعطى قَ.



الفعل الغامس الفامس

التابع	التابع الأصلي
س د	من <sup>۱۰</sup> ۰۰ ۱+ ن
ه_س	هـ" + جـ
<del>ا</del>	لو <sub>د</sub> س + جـ
νþ	ا <sup>می</sup> + <del>جـ</del> لو <sub>م</sub> س
جا س	– جتا س + جــ
جتا س	جا س + جـ
<u> ا</u> جتاء س	ظا س + جـ
<u>۱</u> جا ۲س	– ظتا س + جــ
1 T 1\rangle	– قوس (جتا س) + جــ
۱ ۲+س	– قوس (ظتا س + جــ)
جا (قطع) س	جتا (قطع) س + جــ
جتا (قطع) س	جا (قطع) س + (
ا جا <sup>،</sup> ( قطع) س	ظا (قطع) س + أ
بتا۲ ( قطع)س	ظتا (قطع) س + جــ

4	The state of the s
	الفصل الخامس 🗲
1	2

التابع	التابع الأصلي
1 1-1 wh	قوس جتا (قطع) س + جـ
<u>ا</u> ا - س	– قوس ظتا (قطع) س + جـ

تسمى هذه التكاملات تكاملات أساسية بسيطة شهيرة.

الآن سوف نتعلم طرائق متقدمة في حساب أي تكامل غير محدد.

## ١ - الطريقة الأولى طريقة تغير المتحول

إذا كان لدينا تابعاً ما مثل ق بجيث أن التكامل المطلوب

هو

 $3=|\tilde{\mathbf{E}}(\mathbf{L}(\mathbf{w}))|$  عند أبنا سوف نجري تغيير المتحول من س إلى ت حيث  $\mathbf{v}=\mathbf{L}(\mathbf{w})$  ومن ثم سوف نحسب التفاضل للعبارة الأخيرة بالشكل  $\mathbf{v}=\mathbf{L}(\mathbf{w})$ . د  $\mathbf{v}=\mathbf{L}(\mathbf{w})$ . د  $\mathbf{v}=\mathbf{L}(\mathbf{w})$  د غليه في التكامل ع ليصبح:

$$3=[\bar{b}(\bar{c}), \psi](\bar{c})$$
 دت.

وباختيار مناسب قد نحصل على تكامل بسيط.

مثال: احسب التكامل ع= إظاس دس

الآن بملاحظة أن ع=  $\int \frac{d l}{d l} m. د س = \int \frac{e^{l} m}{c^{2} l m}. د س$ 





وبافتراض ت= جتا س  $\Longrightarrow$  دت = - حاس . دس  $\Longrightarrow$  دس = جاس افتراض ت= جاس

 $\frac{c\overline{v}}{v}$ الآن بملاحظة التكامل ع= $\frac{+lw}{v}$ .

⇒3= $\int \frac{c\dot{v}}{\dot{v}}$ = -  $\log_{c}$  v +  $\varepsilon$  -  $\log_{c}$   $\varepsilon$  +  $\varepsilon$ 

مثال: ع= $\int \frac{u}{u} \frac{u}{u}$  ولنفرض من أجل هذا التكامل ت= لولم س

ت=<u>۱</u>.دس = دس= س. دت

الآن لنعوض في التكامل

مثال: ع= إس. هـ س. دس

 $\frac{cr}{m}$  دس= ۲س دس حد دس  $\frac{cr}{rw}$ 

الآن لنعوض في التكامل

مثال: ع= $[(\Upsilon m + 0)^{-1} cm]$ ددس لنفرض أن ت=  $\Upsilon m + 0$   $\Longrightarrow$  دت=  $\Upsilon cm$ 

دس= دت

لنعوض الآن في التكامل





$$3 = \frac{1}{2} \frac{(1 - \frac{1}{2})^{2}}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1}{2}$$

مثال:  $a = \int_{-\infty}^{\infty} A^{-1}(\delta da)$ س. دس الآن لنفرض أن جا (قطع) س = ت

وبالتعويض في التكامل

$$= \frac{-1}{r} - \frac{r}{r} -$$

مثال:  $3=\{\frac{w-1}{v-1}.cw\}$  دس أولاً يمكننا كتابة التكامل بالشكل

$$3 = \frac{1}{1 + \frac{1}{1$$

الآن بملاحظة التكامل ع= $\int_{\frac{w}{1-v}} 1$ دس يمكن فرض ت= w'+1

دت= ٢س دس و بالتعويض في التكامل

$$3=\int \frac{w}{r^2} \cdot \frac{cr}{7w} = \frac{1}{7} \int \frac{cr}{r^2} = \frac{1}{7}$$
.  $\frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{$ 

أما التكامل  $\omega = \int \frac{cw}{c} = \bar{e}em d \cdot m$  عند ثله فإن

$$\int \frac{w^{-1}}{w^{7}+1} \cdot cw = \frac{1}{Y} \cdot b_{e_{A}}(w^{7}+1) + \tilde{b}_{e_{W}} dd w + c.$$

### ٢. الطريقة الثانية – طريقة التجزئة

يستند الأساس النظري لهذه الطريقة على العلاقة د(ل.ع) = دل. ع+ع. دل و المخذ تكامل الطرفين نجد أن:





إدل.ع)=إدل.ع+إل.دع

0.3 = 13.c + 10.c = 13.c = 10.3 - 10.c = 1

وسنسمي التكامل في الطرف الأيمن مـن العلاقـة الأخـيرة بالتكامـل البـاقي وسنرمز له بـ حاكدع

ملاحظة: تستخدم طريقة التجزئة في الغالب إذا أمكن كتابة التابع ق داخل المتكامل بالشكل قَ = ل. دع حيث أحد التابعين وهو ع قابلاً للمكاملة بسهولة.

مثال: ص= إسه س.دس سنختار الآن

ل = س دع= هـ<sup>س</sup>. دس => دل = دس ع= هـ<sup>س</sup>

عندئذِ فإن:

 $\int w \, a^{\omega} \cdot c \, w = w \, a^{\omega} - \int a^{\omega} \, c \, w \Rightarrow - \int a^{\omega} \, c \, w = a^{\omega} + c$ 

=  $\{ w e^w . c w = w e^w - e^w \neq - e^w \neq -e^w \neq$ 

مثال: إس. لو مس. دس سنختار الآن دل= س. دس ع= لو مس

 $\Rightarrow b = \frac{w^{\gamma}}{\gamma} = c \Rightarrow c \Rightarrow \frac{1}{w}.cw$ 

 $\int_{0}^{\infty} dx = \frac{w^{2}}{r}$ .  $\int_{0}^{\infty} \frac{w^{2}}{r} \cdot \frac{1}{w} \cdot cw$ 

 $=\frac{v^{7}}{7}.\ \text{le}_{\kappa}\ w-\int\frac{w}{7}.\epsilon w\ \Rightarrow \int\frac{w}{7}.\epsilon w=\frac{v^{7}}{7}.$ 





$$\Rightarrow$$
  $\int_{\omega}^{\infty} dx = \frac{\omega^{2}}{2}$ .  $\log_{2} \omega = \frac{\omega^{2}}{2} + \epsilon$ 

مثال: ص= إ قوس ظاس دس إذا اخترنا ل= قوس ظاس دع= دس

$$cb = \frac{1}{1+w^{\gamma}}$$
.  $cw$ 

$$\Rightarrow \int \tilde{e}_{0} m \, dm \, c \, m \simeq m$$
.  $\tilde{e}_{0} m \, dm - \int \frac{m}{1 + m^{\gamma}} \, c \, m$ 

الآن مـن أجـل التكامـل  $\Rightarrow 5 | \frac{w}{1+w^{7}}$ . د س سنختار تغـيراً للتحـول  $= 1+w^{7}$  ع $\Rightarrow$  دت=  $1+w^{7}$   $\Rightarrow$  دت=  $1+w^{7}$ 

$$\frac{c\bar{\nu}}{=\omega}$$

$$\Rightarrow \int e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} = \int e^{-1} e^{1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1} e^{-1}$$

مثال: ص= إلو سدس سنجرى التجزئة بالشكل:

$$b = m$$
  $c_3 = \frac{1}{m} c_m$ 

 $\Rightarrow \int |\mathbf{e}_{x} \mathbf{w} - \mathbf{e}_{y}| \mathbf{e}_{x} \mathbf{w} - \mathbf{e}_{y} = \mathbf{w} \cdot \mathbf{e}_{x} \mathbf{w} - \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} + \mathbf{e}_{x} \mathbf{w} - \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} + \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} + \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} + \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{w} \mathbf{e}_{y} \mathbf{e$ 

مثال: ص= إس جناس دس سنجرى التجزئة





دل = ٢ س . دس ع = جا س

 $\Rightarrow [m]$  جناس دس=m, جاس – [m]س. جاس دس=m, جاس – [m] جاس جاس دس الكن من أجل التكامل ح [m] جاس دس

سنجري تجزئة مرة أخرى بالشكل: ل = س دع= جا س . دس دل = دس ع = - جتا س

⇒ ح أس جاس. دس=- س جتاس+ إجتاس. دس=- س. جتاس+جاس+ جـ
 الأن سنعود إلى التكامل, ص ليصبح:

ص= س<sup>۲</sup> جاس + ۲س . جتاس – ۲جاس + جـ

→ إس٢ جتاس دس=س٢ جاس+٢س. جتاس-٢جاس+جـ

مثال: ص= إجا ( لو س) دس

من أجل حساب هذا التكامل سنجري أولاً تغييراً للمتحول بالشكل

ت = لورس 👄 دث= 🖰 دس 👄 دس=س د ت 👄 دس= هـ ت د ت

ذلك لأن هـ"= س

الآن لنعوض في التكامل ص فنجد أن ص=[هـ مـ جات.دت

الآن سنجري عملية التجزئة بالشكل

ل = هـ ت دع= جات. دت

⇒دل = هـ . دت ع= - جتا ت

¥ 170



⇒ص=∫ه ُ. جات دت = -ه ُ. جنات + ∫ه ُ. جنات دت

الآن من أجل

ح [ ه عن بالشكل: سنجرى من أجله تجزئة بالشكل:

ل = هـ<sup>ت</sup> دع= جتات . دت

دل = هـ ت . دت ع = جا ت

ح= [ه ن جات د ت = - ه ن جات + [ه ن جات د ت

الآن نعوض ما حصلنا عليه في العلاقة (\*) فنجد أن:

∫هـُ . جات . دـــّ = – هـُ جتا + هـُ . جات – ∫هـُ عات د ت

 $-4^{-1}$  جات د ت =  $-4^{-1}$  جات -  $-4^{-1}$  جات -  $-4^{-1}$  جات -  $-4^{-1}$  جات -  $-4^{-1}$  +  $-4^{-1}$ 

الآن بالعودة إلى المتحول س نجد أن:

 $[(k_{\perp}, w), k_{\parallel}] = \frac{1}{2} [(k_{\perp}, w), k_{\parallel}] = k_{\perp} (k_{\perp}, w)]$ 

$$=\frac{1}{7}$$
.  $[w. \pm 1 ( \log_{x} w) - w \pm 1 ( \log_{x} w) + \pm ]$ 

في الواقع بمكن استخدام العلاقة π للحصول على التكامل إه تاندت

وذلك إذا عوضنا م= $\frac{\pi}{7}$  في العلاقة المذكورة وبملاحظة دم= دت نجد أن:

ه، جام دم= [ه، جام - ه، جتام]

 $\left[ \left( Y \middle/ \pi - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} - \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} + \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \left( \frac{\pi}{r} - \mathring{\Box} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal{A} \cdot \bigcap_{r \neq 1} \mathcal$ 



جنات دت = 
$$\frac{1}{7} \begin{bmatrix} a^{2} & \text{جنات} + a^{4} & \text{جات} \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow a^{-\pi/7} \begin{bmatrix} a^{2} & \text{جili} + a^{4} & \text{جili} \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} a^{7/7} & \text{جili} + a^{4} & \text{جili} \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} a^{7/7} & \text{Fili} & \text{Fili} \end{bmatrix}$$

ويكن كتابة القاعدة العامة للتكاملين ص= إهاس جتابس.دس،

ص= [ه<sup>اس</sup> جاب س.دس

وذلك بالشكل

$$\begin{aligned} \mathbf{o} &= \int & \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, + \mathrm{i} \mathbf{v} \ \, \dots \ \, \mathbf{c} \ \, \mathbf{v} = \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, \cdot \left( \frac{\frac{1}{4} + \mathrm{i} \mathbf{v}}{4^{\dagger} + \mathrm{v}^{\dagger}} \right) \\ \mathbf{o} &= \int & \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, + \mathrm{i} \mathbf{v} \ \, \mathbf{v} \cdot \mathbf{c} \ \, \mathbf{v} = \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, \cdot \left( \frac{1}{4} + \mathrm{i} \mathrm{v}^{\dagger} \right) \\ \mathbf{o} &= \int & \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, \cdot \mathbf{c} \ \, \mathbf{v} \cdot \mathbf{c} \ \, \mathbf{v} = \mathbf{a}^{\dagger v} \ \, \cdot \left( \frac{1}{4} + \mathrm{i} \mathrm{v}^{\dagger} \right) \end{aligned}$$

سوف نترك إثبات هاتين العلاقـتين للقـارئ علمـاً أنهـا تحـل بـنفس طريقـة التمرين السابق.

 $\omega=\int_{\mathbb{R}^{N}}e^{-u}$  جناس.دس م $=\int_{\mathbb{R}^{N}}e^{-u}$ 

## ٣. الطريقة الثالثة: طريقة التكامل بالتدريج:

عندما تكون أمام تابع بسيط ولكنه مرفوع إلى الدرجة (ن) عندئذ فإن طريقة التكامل بالتدريج تكون ناجحة جداً وسوف نلخصها كما يلي:

١. نحاول مبدئياً إجراء تجزئة أو تغيير للمتحول لخفض الدرجة (ن).

 نوجد بعد ذلك دستوراً بين التكامل المعطى ولنسميه صن والتكامل نفسه بعد أن خفضنا درجته بالشكل

$$\Phi_{0,i} = \Psi(m) + \geq (i)$$
 .  $\Phi_{0,i} - e$  :  $e \in i$ 





مثال: ص = إجتانس دس

## لحل هذا التكامل سوف نكتب التالى:

ص = إ جنانس دس = إجنان-١س جناس إجنان-١س (١-جاس)دس

= [جنان۲سدس- [جنان۲س جا۲سدس

=ص ٢٠٠٠ [جنان-٢س.جا٢سدس

الآن بالنسبة للتكامل في الطرف الأيمن سنحله وفق تجزئة بالشكل:

 $[-10^{10}]^{-1}$   $[-10^{10}]^{-1}$   $[-10^{10}]^{-1}$ 

دل = جتا<sup>ن-۲</sup> س . جا س . دس ع = جا س

 $-\frac{-}{\sin \omega}$  = دع = جتاس دس

الآن سنعود إلى صن فنجد أن:

صن = صن + <del>بنان اس جاس - اس.</del> صن اسن = صن = است

 $_{v_{-i}}$ ص.  $\frac{1-\dot{o}}{\dot{o}}$  + ساج. ساحات  $\frac{1}{\dot{o}}$  =  $_{\dot{o}}$  ص

وهو الدستور التدريجي لحساب التكامل.

مثال: ص = إجان سدس



إن هذا التمرين يحل بنفس طريقة التمـرين الـسابق وسـنترك ذلـك للقــارئ ويمكن حله أيضاً بالاستفادة من الدستور.

$$\int_{\dot{\tau}} \frac{1-\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} \cdot \dot{\tau}^{1}$$
 جتا $\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}$  جتا $\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}$  جتا $\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}$  جتا $\frac{\dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}$ 

وذلك بتعويض  $\omega = \frac{\pi}{2} - \tilde{\nu} = c$  دس = -دت.

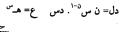
$$\begin{split} -c\omega & - \left(\frac{\pi}{\tau}\right)^{\mathbf{v}_{-}} \mathbf{i} = \frac{1}{\upsilon} \cdot \mathbf{i} - \left(\frac{\pi}{\tau}\right) + \left(\frac{\pi}{\upsilon}\right) + \left(\frac{\pi}{\tau}\right) + \left(\frac{\pi}{\tau}\right)^{\mathbf{v}_{-}} \mathbf{i} \\ + \left(\frac{\pi}{\tau}\right)^{\mathbf{v}_{-}} \mathbf{i} = \frac{1}{\upsilon} + \left(\frac{\pi}{\tau}\right)^{\mathbf{v}_{-}} \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{i} \\ \mathbf{i} = \mathbf{i} - \mathbf{$$

مثال: لن=إظانس يمكن حل هذا التكامل بالشكل:

الأن من أجل التكامل إلى المسانس على المرض ت= ظاس ليصبح الآن من أجل التكامل إلى المسانس المسبح

$$\frac{d e^{-v}}{4}$$
 د  $w = \frac{d e^{-v}}{v-1}$  أخيراً نخلص إلى أن  $v_0 = \frac{d e^{-v}}{v-1} - v_{0-v}$ 

مثال: صن = إسن .هم دس بحل هذا التكامل بأخذ التجزئة





 $= \int_{0}^{\infty} e^{-u} c u = u^{0} e^{u} - \int_{0}^{\infty} u^{0-1} e^{u} c u = u^{0} e^{u} - i \int_{0}^{\infty} u^{0-1} e^{u} \cdot c u$   $= u^{0} e^{-u} - i \cdot u^{0-1} = u^{0} e^{u} \cdot e^{u} = u^{0} e^{u} - i \cdot u^{0} = u^{0} - i \cdot u^{0$ 

مثال: ص = إس . او من دس حيث م ∈ ن

 $\Rightarrow \omega_{i} = \frac{w_{i}^{*+}}{a_{i}+1}$ .  $\log (w_{i} - 1) = \frac{i}{a_{i}+1} \cdot w_{i}^{*+} \cdot \frac{1}{w}$ .  $\log (w_{i} - w_{i}) = \frac{w_{i}^{*+}}{a_{i}+1} \cdot w_{i}^{*+} \cdot \frac{1}{w}$ .

 $=\frac{\omega^{\gamma^{**}}\cdot k^{\underline{\sigma}\omega_0}-\frac{\dot{\upsilon}}{\eta+1}}{\eta+1}\int_{\mathbb{R}^{N}}|\omega^{\gamma}\cdot k^{\underline{\sigma}-1}\omega,c\omega\Rightarrow\omega_0=\frac{\omega^{\gamma^{**}}\cdot k^{\underline{\sigma}}\omega^{\underline{\sigma}}-\frac{\dot{\upsilon}}{\eta+1}}{\eta+1}\cdot\frac{\dot{\upsilon}}{\eta+1}\omega_0$ 

مثال: صن= $\{\frac{c_{m}}{(m^{2}+7)_{0}}$  یکن حل هذا التکامل إذا کتبنا:

$$\omega_{\nu_{\tau}} = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho} + \tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \right] = \int_{t_{\tau}} \frac{\tau_{\rho}}{(\tau_{\rho} + \tau_{\rho})^{2}} \left[ -\frac{\tau_{$$

الآن بملاحظة التكامل  $\int \frac{cw}{(w^7+q^7)^{\frac{1}{2}}}$ دس يمكن حله بفرض التجزئة:

الفعال الغامس

$$^{1+i} \omega . ^{\tau \beta} = \frac{\omega }{ ^{1+i} \left( \tau \beta + \tau \omega \right) } \left[ . ^{\tau \beta} = \omega . \frac{\omega . ^{\tau \beta}}{ ^{1+i} \left( \tau \beta + \tau \omega \right) } \right]$$

الآن بالعودة إلى العلاقة (\*) نجد أن:

$$\Delta_{ij} = \frac{-\omega}{10^{2}} + \frac{1}{10^{2}} \cdot \frac{1}{10^{$$

مثال: صن = الوسن دس بإجراء التجزئة ل= لوسن دع= دس

cb=0,  $be m^{-1}$ ,  $be m^{-1}$ 

=س لونس- إن لونسس.دس

ے صن =س. لونس-ن.صن-

مثال: ص = إجا ( قطع)س.دس يمكن كتابة

جت ۲ ( قطع)س د س - آجا <sup>ن-۲</sup> ( قطع)س د س

= [جا ن<sup>-۲</sup> ( قطع)س . ( جتا ۲ ( قطع)س ۱-۰) . دس= [جا ن<sup>-۲</sup> ( قطع) س . ا

(\*) مین = آجا  $(*)^{r-1}$  قطع)س. جتا (قطع)س. جتا (قطع)س. دس (\*)

الآن من أجل التكامل إجان (قطع)س. جنا (قطع) جنا (قطع)دس



محل بإجراء التجزئة دل = جا<sup>د-۲</sup> (قطع) س. جتا (قطع) س ع = جتا (قطع) س

$$= \frac{+i}{i} \frac{(i-1)^{n}}{(i-1)}$$
 ، دع = جا(قطع)س. دس

 $-\frac{1}{1-1}$  وقطع)س. جنا  $-\frac{1}{1-1}$  وقطع)س. دس =  $-\frac{1}{1-1}$  وقطع)س. دس جنا ( قطع)س. دس از قطع)س. دس

$$=\frac{e^{j^{\omega}-(}$$
 قطع)س.  $\frac{1}{\omega}-\frac{1}{\omega}$ . صن الآن نعود إلى العلاقة \* لنجد أن  $\frac{1}{\omega}-\frac{1}{\omega}$ 

ص = الإصلاح نجد الإصلاح نجد الإصلاح نجد الإصلاح نجد الإصلاح نجد

أن

#### مناقشة عامة:

إن الطرق الثلاث المذكورة سابقاً هي الطرق التي يمكن حل بها أي تكامل تقريباً ولكن يجب أن نعرف كيف ومتى تستخدم هذه الطرق كي نستطيع حل التكامل وهذا الأمر بعد التوفيق من الله تعالى خبرة وممارسة كبيرة وفيما بعد سنقدم كيفية مكاملة أشكال عامة من التوزيع.

## أولاً: تكامل التوابع الكسرية:

يعرف التابع الكسري كما ورد معنا بالشكل  $o(w) = \frac{|v_0(w)|}{v_0(w)}$  حيث  $(v_0(w))$  حدودية من الدرجة (ن)،  $v_0(w)$  حدودية من الدرجة (م) ونكتبها بالشكل:



$$(G_0) = (G_0)^0 + (G_0)^{-1} + \dots + (G_0)^{-1}$$

b) I LL: I is up to is up to satis support I blue (G\_0)

إذا كان لدينا ره(س)، يم (س) حدوديتان عندشد تعرف عملية القسمة بالشكل حيث ن>م

وهكذا حتى نصل إلى (حدودية باقي القسمة) والتي درجتها أقل من درجة ي,(س) وهي حدودية المقسوم عليه.

مثال: اقسم الحدودية ره(س)= س° + ٢س + س + ١ على الحدودية  $y_1(m) = m + 1$ 

### الحل:

بعد إجراء عملية القسمة نكتب:

$$\frac{1+\omega^{2}+7\omega^{2}+1}{\omega^{2}+7\omega}+1 \\ 1-\omega^{2}+7\omega^{2}-7\omega^{2}-7\omega^{2}+7\omega-1 \\ 1-\omega^{2}+7\omega$$





\(\sigma^2 + 7\omega^1 + 7\omega^2 \)
\(\sigma^2 + 7\omega^2 + 7\omega^2 + 7\omega^2 \)
\(-\sigma^2 + 7\omega^2 + 8\omega^2 + 7\omega^2 + 8\omega^2 +

 $\frac{(\omega)^{-}}{(\omega)} + (\omega)^{-} = \mathbb{E}(\omega) + \frac{(\omega)^{-}}{(\omega)}$ 

وتكون درجة ك(س) أصغر من أو تساوي م-ن ودرجة ح(س) أصغر من م. مبرهنة: إذا كان س. جذراً للمعادلة  $\mathfrak{z}_{1}(m)$  • فإن الحدودية  $\mathfrak{z}_{1}(m)$  ستقبل القسمة دون باق على  $m-m\gamma$ .

البرهان: بفرض يم (س) تقبل القسمة س- س، مع باقي معلوم نفرضه ح (س) عندائز فإن ح (س) ستساوي عدداً ثابتاً ذلك لأن درجة ح (س) ستكون أصغر من درجة س-س، وبالتالي ح (س)= أ الآن لنكتب

$$\frac{1}{1000} + (w) + (w) = 0$$
 الشكل:  $\frac{(w)}{w - w} = 0$ 

 $P + (m)_{1-1} U \cdot (m-m) = (m)_{1-1} U + (m)_{1-1} U = (m$ 





بما أن يم(س.)= • وبتعويض س. مكان س في العلاقـة الأخـيرة نحـصل على (+∙• • ⇒ (=• وهو المطلوب.

مبرهنة هامة: إن كل حدودية ي<sub>م</sub>(س) ذات أمثال حقيقية ممكن تحليلها إلى جـداء حدوديات من الدرجة الأولى أو الثانية على الأكثر.

ملاحظة: إن برهان هذه المبرهنة ليس في اختصاص هذا الكتاب.

الآن من أجل تكامل التوابع الكسرية لدينا حالتان هامتان:

١- إذا كانت درجة الحدودية في المقام أصغر من درجة الحدودية في البسط عندئذ يجب تقسيم الحدودية رن(س) على الحدودية يم(س) لنحصل على الشكار:

$$\frac{C_{ij}\left(m\right)}{\mathcal{D}_{ij}\left(m\right)} = \mathbb{E}\left(m\right) + \frac{T_{ij}\left(m\right)}{\mathcal{D}_{ij}\left(m\right)} \ : \ b < a$$

eathal parts 
$$\int \frac{C_{ij}(m)}{2^{3}} = c m = \int \mathbb{D}(m) c m + \int \frac{2_{1j}(m)}{2^{3}} c m$$

حيث ك(س) حدودية وتكاملها أمر بسيط.

أما من أجل التكامل  $\frac{3_{\rm U}}{2_{\rm p}}(\frac{(v)}{2_{\rm p}})$ دس:  $0 < \alpha$  فإننا نكون بـذلك أمـام الحالـة الثانية.

٢- إذا كانت درجة حدودية المقام أكبر من درجة حدودية البسط عندئذ لابـد
 من تفريق الكسر.

#### تفريق الكسور:

من أجل تفريق الكسر سوف نحلل المقـام يم(س) إلى عوامـل مـن الدرجـة





الأولى والثانية على الأكثر علماً أن ذلك ممكن حسب المبرهنة السابقة وسنميز أربع حالات مهمة:

الحالة الأولى: إذا استطعنا تحليل يهمس إلى عوامل من الدرجة الأولى وغير
 مكررة عندئلي نستطيع كتابة الكسر بالشكار:

$$\frac{c_{o}\left(\omega\right)}{v_{2},\left(\omega\right)} = \frac{1}{(1-\omega)^{2}} + \dots + \frac{1}{(1-\omega)^{2}} + \dots + \frac{1}{(1-\omega)^{2}} = \frac{1}{(1-\omega)^{2}}$$

حيث أر، أم، ... ، أم أمثال غير معينة.

نستطيع تعيين هذه الأمثال ببساطة إذا عوضنا م قيمة اختيارية في المطابقـة \* أعلاه لنحصل بذلك على م معادلة بـ م مجهول وبحلها يتحقق المطلوب.

مثال: من أجل 
$$\frac{w^{++1}}{(w^{+})^{(1-\omega)}} = \frac{w^{++1}}{w^{+}} = \frac{w^{++1}}{(w^{+})^{(1-\omega)}}$$

ويمكن تحليلها بالشكل:

الآن سنعوض س=-٢ في المطابقة لنحصل على:

$$YII_{l} + \Lambda I_{\gamma} + 3YI_{\gamma} + \Gamma I_{\beta} = -0$$



وهي أربع معادلات وبحلها المشترك نحصل على:

$$1_{\ell} = \ell \setminus Y$$
 ,  $1_{\gamma} = -\ell$  ,  $1_{\gamma} = \ell \setminus Y$  ,  $1_{\ell} = 0 \setminus F$ 

وبالتالي يصبح لدينا:

$$\frac{\circ}{(Y-\omega)^{2}} + \frac{1}{(1+\omega)^{2}} + \frac{1}{1-\omega} + \frac{1}{\omega-Y} = \frac{1+^{7}\omega}{1+^{7}\omega+^{7$$

ولكن كما رأينا فإن طريقة التعويض تكون في غالب الأحيان طويلـة لـذلك سوف نورد طريقة الضرب بمعامل وذلك بالشكل التالي:

إذا ضربنا طرفي العلاقة (\*) بالعامل س سنحصل على:

$$\left[\frac{1}{1+\omega}+\frac{1}{1+\omega}+\frac{1}{1-\omega}\right]\cdot\omega+1=\frac{1+v\omega}{(1-\omega)(1+\omega)(1-\omega)(1-\omega)}$$

ثم نعوض س= ١ لنحصل على ٢١ = -١

وهكذا وبنفس الطريقة نحصل على أي، أم.

مثال: فرق الكسر  $\frac{m+m}{m^{2}-m}$ 

## الحل:

- س = m(m+1)(m-1) عندئلْو فإن: - m = m

$$\frac{1}{1-u} + \frac{1}{u} + \frac{1}{(1-u)u} = \frac{1+u}{(1-u)(u-1)(u-1)} = \frac{1+u}{u}$$

الآن لإيجاد كلاً من 1، أ، نجري التالي:





أولاً نضرب بـ س كلا الطرفين لنحصل على:  $\frac{1}{m-1} + m \cdot \frac{1}{m-1}$ 

ونعوض س= • في العلاقة السابقة فنحصل على أ.= -١

وبنفس العملية من أجل أ، فنحصل على أ،= ١ وبالتالي:

$$\frac{1}{1-w} + \frac{1-}{w} = \frac{1+w}{w-r}$$

 الحالة الثانية: إذا كان يهر(س) يمكن أن يكتب كعوامل من الدرجة الأولى ومكررة وذلك بالشكل:

$$^{10}(_{1}\psi + _{1}\psi ) \dots ^{10}(_{1}\psi + _{1}\psi ) \dots ^{10$$

وحيث ن١ + ن٢ + ... ن١= م عندئذ يفرق الكسر بالشكل:

$$\frac{C_{ij}(u_i)}{2^{ij}_{ij}(u_i)} = \frac{C_{ij}(u_i)}{(q_i u_i + u_i)^{2^{ij}_{ij}}} = \frac{1}{(q_i u_i + u_i)^{2^{ij}_{ij}}} + \frac{1}{(q_i u_i + u_i)^{2^{ij}_{ij}}} + \dots + \frac{1}{(q_i u_i + u_i)^{2^{ij}_{ij}$$

مثال: فرق الكسر التالي:  $\frac{\omega^{++}}{\omega(\omega^{+}-1)^{+}}$  بملاحظة أن  $\omega(\omega^{+}-1)^{+}=\omega(\omega^{-}-1)^{+}$  مثال: فرق الكسر التالي:  $\omega(\omega^{+}-1)^{+}$ 

الآن نلاحظ أن:

$$\frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} + \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} = \frac{1+\tau}{\tau} \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} = \frac{1+\tau}{\tau} \frac{1}{\sqrt{1-\tau}} \frac{1}{\sqrt$$

أما لإيجاد الأمثال أر، بر، بر، جر، جر، جرد فإنه من أجل أعلى درجة للعامل يمكن تطبيق أسلوب الضرب بالعامل وذلك مثل أر، بر، جرر أصا مسن





أجل الباقي فلابد من توليد عدداً من المعادلات مساوٍ للمجاهيـل وهـي طريقـة التعويض من أجل المثل نلاحظ أنه بالضرب بـ س ووضعه مساوياً للـصفر نجـد أن أحـ (.

وبالضرب بـ (س-۱) ووضع س= ۱ نجد أن ب $_1$ = ۱/۲.

وبالضرب بـ (س+١) ووضع س= ١٠ نجد أن جـ١ = ١٠/٢.

أما من أجل جه، ب، فإذا عوضنا س= ٢ في العلاقة نحصل على ٩ س، + ٣جه = ٧/٣

وبحل المعادلتين الأخيرتين نحصل على:

 $-\gamma_{\gamma} = \frac{13}{70}$ ،  $-\gamma_{\gamma} = \frac{77}{100}$  ونكون بذلك قد فرّقنا الكسر.

۳. الحالة الثالثة: إذا أمكن كتابة  $ي_{1}(m)$  على شكل عوامل من الدرجة الثانية وليست مكررة مثل  $ي_{1}(m) = (1_{1}m)^{2} + \dots + + \dots$   $(1_{0}m)^{2} + \dots + + \dots + + \dots$ 

واقع الأمر في هذه الحالة سيكون للمعادلة م يم(س)= • جذراً تحليلياً أو عقدياً مختلفاً نستطيم تفريق هذه الحالة بالشكل:

ونعين الأمثال بي، أي الجهولة بطريقة التعويض أو المطابقة.





مثال: فرق الكسر  $\frac{w'}{(w'+1)(w'+2)}$ 

: 141

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}$$

إذا استخدمنا أسلوب المطابقة فإننا سنحصل بعد توحيد المقــام في الطــرف الأيمن والإصلاح على

$$\bullet =_{\gamma} \underbrace{\smile}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} +_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} \\ \underbrace{\circ}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} +_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} \\ \underbrace{\circ}_{\gamma} =_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma} +_{\gamma} \underbrace{\circ}_{\gamma}$$

وبالتالي يصبح لدينا 
$$\frac{w^{\gamma}}{(w^{\gamma}+1)(w^{\gamma}+1)} = \frac{-w}{\gamma(w^{\gamma}+1)} + \frac{3w}{\gamma(w^{\gamma}+1)}$$

 الحالة الرابعة: أن يكتب ي (س) على شكل جداء لحدوديات من الدرجة الثانية ولكنها مكررة. وذلك بالشكل:

وللتفريق في هذه الحالة نكتب الشكل:

 $\frac{c_{\nu}(w)}{c_{\nu}(w)} = \frac{c_{\nu}(w)}{(c_{\nu}(w)^{2} + c_{\nu}(w)^{2} + c_{\nu}(w)^{2}$ 

مثال: فرق الكسر 
$$\frac{Y \omega^{Y} + Y}{(\omega^{Y} + 1)(\omega^{Y})}$$
 يمكن كتابة هذا النوع بالشكل:

$$\frac{1+\frac{1}{2}\omega+\frac{1}{2$$



وبعدها نعين الأمثال إما بطريقة المطابقة أو التعويض بقيم معينة لـ س.

إلى حد الآن كنّا قد تعلمنا كيف نفرق أي كسر. أما طريقـة المكاملـة فهـي على النحو التالي:

١ – الحالة الأولى: في هذه الحالة كان لدينا:

 $\frac{c_{c}\left(\omega\right)}{v_{c}\left(\omega\right)} = \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega+\omega\right)} + \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega+\omega\right)} + \dots + \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega+\omega\right)} + \dots + \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega\right)} + \dots + \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega+\omega\right)} + \dots + \frac{l_{c}}{l_{c}\left(\omega+\omega\right)$ 

الآن بالنظر إلى إحدى التكاملات  $\int_{\frac{1}{t_0} w + v_v}^{\frac{1}{t_0}}$  نجد أنه إذا فرضنا ت=  $\frac{1}{t_0}$ ي  $\frac{1}{t_0}$  +  $\frac{1}{t_0}$   $\frac{1}{t_0}$   $\frac{1}{t_0}$ 

 $\left\{\frac{1}{t_{0}}\frac{1}{\omega+\nu_{v}},\epsilon\omega=1,\int\frac{\epsilon\frac{\nu}{\omega}}{t_{0}}\frac{1}{\omega}\left(\epsilon_{x}\frac{\nu}{\omega}-\frac{1}{t_{0}},\cdot\left(\epsilon_{x}(t_{0}\omega+\nu_{v})\right)\right)\right\}$ 

$$\Rightarrow \left\{ \frac{C_{\circ}\left(w\right)}{2^{s_{1}}\left(w\right)}.c_{w} = \frac{1}{l_{1}}.\ le_{s}\left(l_{1}w+\mu_{1}\right)+...+\frac{1}{l_{1}}.\ le_{s}\left(l_{1}w+\mu_{1}\right)\right\}$$

٢- الحالة الثانية

$$\frac{1}{2}$$
,  $\frac{1}{2}$ ,

$$\int_{\mathcal{C}_{\mathcal{C}_{0}}^{1}} \frac{(u)}{(u)} \cdot c \cdot \omega = \int_{\mathcal{C}_{0}^{1}} \frac{1}{((u + u + v))^{\omega}} \cdot c \cdot \omega + \dots + \int_{\mathcal{C}_{0}^{1}} \frac{1}{(u + v)} \cdot c \cdot \omega + \dots$$

الآن بملاحظة إحدى التكاملات في الطرف الأيمن نجد أن:





$$\frac{1}{\left(\frac{1}{\left(1-m+\mu_{c}\right)^{1}}, c_{m}=1, .\right)}\left(\frac{c_{m}}{\left(1-m+\mu_{c}\right)^{1}}\right)$$

الآن بفرض  $f_{\rm cm}$  + بر= ت  $\Rightarrow f_{\rm c}$  . دس= دت  $\Rightarrow$  دس=  $\frac{c \, r}{h}$ 

$$\frac{1}{\left(\frac{1}{1} + \frac{1}{1} + \frac{1}{1}$$

وهكذا يمكن مكاملة جميع التكاملات في الطرف الأيمن.

## ٣- الحالة الثالثة: تكون أمام التكاملات من الشكل:

$$\frac{(w)}{2}, \frac{(w)}{(w)} \cdot cw = \begin{cases} \frac{1}{(w)}, w + \psi, w + \psi$$

علاحظة التكامل  $\frac{1}{1, m' + \dots} \frac{1}{1, m' + \dots}$  فإننا نلاحظ أن  $\frac{1}{1, m' + \dots} \frac{1}{1, m' + \dots}$  فإننا نلاحظ

وذلك لكون الحدودية غير قابلة للتحليل إلى أبسط من ذلك. الآن

#### لنكتب:

$$\{ w_1, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_1}}, w_2, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_2}}, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_1}}, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_2}}, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_2}}, \frac{1}{\sqrt{1+\omega_2}} \}$$

$$\left[\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}},\frac{\frac{1}{1}$$

الآن لنسمي التكامل 
$$\int \frac{Y_0 + \mu_1, \mu_2, \mu_3}{\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4}$$
. دس

الآن بتغيير المتحول بالشكل  $m' + \frac{\mu}{h} m + \frac{\pi}{h} =$ 



$$\omega = \int \frac{c \dot{\nu}}{\dot{\nu}} = \log_{\alpha} \dot{\nu} = \log_{\alpha} \left( \omega^{7} + \frac{\dot{\nu}_{1}}{\eta_{1}} \omega + \frac{\dot{\varphi}_{1}}{\eta_{1}} \right)$$

أما من أجـل التكامـل ص= $\int \frac{cw}{w^{+} + \frac{cv}{t}}$  سنجري أولاً في المقـام  $\frac{cw}{t}$ 

### إكمال للربع ليصبح لدينا الشكل:

$$\omega^{\gamma} + \frac{\psi_{1}}{f_{1}} \omega + \frac{\varphi_{1}}{f_{2}} = \omega^{\gamma} + \frac{\psi_{1}}{f_{1}} \omega + \left(\frac{\psi_{1}}{\gamma f_{1}}\right)^{\gamma} - \left(\frac{\psi_{1}}{\gamma f_{1}}\right)^{\gamma} + \frac{\varphi_{-1}}{f_{1}} = \left(\omega + \frac{\psi_{1}}{\gamma f_{1}}\right)^{\gamma} + f^{\gamma} \dot{\epsilon}$$

$$\dot{b} \quad \dot{b} \quad \dot{c} \quad$$

$$\frac{cw}{v_{l}+\sqrt{\frac{v_{l}}{l_{l}+v_{l}}}}$$
عندئذ يصبح شكل التكامل كما يلي:  $w=\int_{0}^{l_{l}+v_{l}} v_{l}$ 

### هنا سنجري تغييراً للمتحول:

$$\omega = \int \frac{c^{-1}}{c^{-1}} = \frac{1}{l} \cdot \text{decodd} \frac{1}{l} \Rightarrow \int \frac{c^{-1}}{l} \cdot \frac{l}{l} \cdot \frac$$

## أخيراً نخلص إلى أن:

$$\int_{\frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}} \frac{1}{1} \cdot \log_{1}\left(\frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}, \frac{1}{1}\right) + \frac{1}{1} \cdot \frac{$$





3. الحالة الرابعة: تحل التكاملات  $\int_{\left(\frac{1}{4}, w^{\prime} + v, w + e_{+}\right)^{L}}^{1, w + v, w}$ . دس بطرق تدريجية كما مر معنا في مثال سابق.

#### تمارين محلولة على التكاملات الكسرية:

احسب كلاً من التكاملات الكسرية التالية:

۱- 
$$\int \frac{Y + w + Y}{(w - Y)(w + 0)}$$
. دس أو لا سنفرق الكسر:

$$\frac{7w + 7}{(w + 0)} = \frac{1}{w + 0} + \frac{1}{w + 0}$$

وبإجراء عملية الضرب بالعامل نحصل على أ= ١، ب=١.

$$\left\{\frac{\gamma_{\omega}+\gamma}{(\omega-\gamma)(\omega+\sigma)}.c\omega=\int_{\omega-\gamma}\frac{c\omega}{\omega-\gamma}+\int_{\omega+\sigma}\frac{\varphi}{\omega+\sigma}=ic_{\kappa}\left(\omega-\gamma\right)+ic_{\kappa}\left(\omega+\sigma\right)+\varphi$$

$$Y - \int \frac{\omega \cdot \omega}{(\omega - 1)^{2} (\omega)^{2} + Y \omega + Y}$$
 liácó liber le l':

$$\frac{\omega}{(\omega-1)^{\gamma}(\omega^{\gamma}+\gamma_{\omega}+\gamma)} = \frac{1}{(\omega-1)^{\gamma}} + \frac{\omega}{(\omega-1)^{\gamma}} + \frac{\omega}{\omega^{\gamma}+\gamma_{\omega}+\gamma} + \frac{\omega}{\gamma_{\omega}+\gamma_{$$

$$\int_{0}^{\infty} \frac{1}{1+1} \frac{1$$





الآن من أجل التكامل الأخير نجد أن:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{1 + 100} \frac{$$

$$\left[\frac{c\omega}{1+\gamma\omega+1},c\omega-1+\gamma,c\omega-1+\gamma,c\omega\right]\frac{1-c}{1-c} = \left[\frac{c\omega}{1+\gamma\omega+1},c\omega-1+\gamma$$

$$\frac{cw}{1+v+1}$$
الآن من أجل التكامل ك=  $1 + \frac{cw}{1+v+1}$ 

$$\frac{\epsilon \omega}{1+r(1+\omega)}$$
المربع في المقام ك=  $\frac{\epsilon \omega}{(\omega^{+}+r\omega+1)(1+\omega)}$ 

الآن نعود إلى التكامل 
$$\{\frac{m+1}{m'+7m+1}, \frac{m+1}{m-1'}\}$$
 لنجد أنه =

$$\frac{-1}{0} \cdot \frac{1}{1-1} - \frac{1}{0} \cdot \log_{\lambda} (m-1) - \frac{1}{1} \log_{\lambda} (m^{2} + 7m + 7) + \frac{777}{1} = \frac{177}{0} = 0$$

$$- \int \frac{v_{\omega}}{(\omega^{\top} + 1)(\omega^{\top} + 1)}$$
. دس إن هذا الكسر قد فرقناه في المثال:

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}$$

$$\frac{1}{r}, \frac{1}{r}, \frac{1}{r}, \frac{\gamma_{00}}{1 + r}, \epsilon_{00} + \frac{3}{r}, \frac{1}{r}, \frac{\gamma_{00}}{1 + r}, \epsilon_{00} - \frac{1}{r}, \epsilon_{00} - \frac{1}{r}, \epsilon_{00} + \frac{\gamma_{00}}{1 + r}, \epsilon$$





الثالثة لأن الثالثة لأن التكامل من الحالة الثالثة لأن 1+w-1 دس نجد أن هذا التكامل من الحالة الثالثة لأن

$$\Delta = I - 3 \times Y \times F = -PT$$

$$\sum_{\substack{m = 1 \\ \text{opt}}} \frac{1+m}{1+m+o} \cdot c \cdot m = \frac{1}{\gamma} \cdot \frac{1+m}{m+\gamma} \cdot \frac{1+m}{\gamma} \cdot c \cdot m$$

$$\left[\frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}\frac{1}{2}$$

$$= \frac{1}{\frac{\varepsilon}{2}} \left( \log_{\lambda} \left( \frac{1}{2} \log_{\lambda} + \frac{1}{2} \log_{\lambda} +$$

ملاحظة هامة: إن ما أوردناه سابقاً هو الطريقة العامة لحل أي تكامل كسري وقد تبين معنا أن أي تكامل كسري هو تكامل قابل للمكاملة وإيجاد التابع الأصلي.

### ثانياً: تكاملات التوابع الصّماء:

تحوي هذه التوابع جــذوراً مــن درجــات مختلفــة لتوابــع كـــسرية وصــحيحة وتنقسـم إلى الأنواع التالية:

التكاملات الحاوية على جنور مختلفة لتابع كسري خطي:
 ولها قسمان أساسيان:

أ-التكاملات من الشكل ص= إح س، س در ، س در ، س در ). دس

حيث ر١، ر٢، ... ، ر٣ أعداداً كسرية بالشكل:





$$\zeta_{r} = \frac{\zeta_{r}}{2}$$
,  $\zeta_{r} = \frac{\zeta_{r}}{2}$ , ...,  $\zeta_{r} = \frac{\zeta_{r}}{2}$ 

من أجل هذا النوع سنفرض أن m=  $^{7}$  حيث  $^{7}$  هو المضاعف المشترك الأصغر لـ  $_{2}$ ،  $_{2}$ ،  $_{3}$ ، دت

حيث ل، ... ، لم أعداد طبيعية وبالتالي حصلنا بذلك على تكامل لتابع صحيح أو كسرى.

مثال: ص=  $\int \frac{2w}{w(1+\gamma\sqrt{w+r}\sqrt{w})}$  علاحظة أنه لدينا  $v_{r} = \frac{1}{r}$  ،  $v_{r} = \frac{1}{r}$  .

س= ت ا ⇒ دس= ۱ ت ° . دت

$$\omega \int \frac{r \, c \, \tilde{c}}{c \, (\tilde{c} + 1)} \frac{r \, c \, \tilde{c}}{c \, (\tilde{c} + 1)} = \left[ \int \frac{1}{c^2} \, c \, \tilde{c} + \int \frac{\varphi}{c^2} \, \tilde{c} + 1 \right] \frac{\varphi}{c^2} \frac{1}{c^2} \cdot c \, \tilde{c} + \frac{1}{c^2} \cdot \tilde{c} + \frac{1}{$$

$$2a. \frac{\frac{1}{\gamma} + 2A}{1 + 2a - \frac{1}{\gamma} - 2\gamma} \left\{ + 2a. \frac{2A - \frac{1}{\gamma} - 2A}{1 + 2a} \right\} + \frac{2a}{1 + 2a} \left\{ \left( \frac{\gamma}{\gamma} \right) + \frac{2a}{2a} \right\}, \ \gamma = \frac{1}{(1 - 2a - \gamma)(1 + 2a)} \left\{ - 2a - \frac{1}{\gamma} - 2a - \frac{1}{\gamma}$$

=7. 
$$\log_{\kappa} \tilde{\omega} - \frac{-\eta}{\gamma} \log_{\kappa} (\tilde{\omega} + 1) + \int_{-\infty}^{\infty} ds$$

بالنسبة للتكامل الأخبر نجد أن:





$$2.2. \frac{\frac{1}{\gamma} - \frac{1}{\gamma} + \frac{1}{\gamma} - 2.7}{\frac{1}{\gamma} + \frac{1}{\gamma} - 2.7} \left\{ \frac{1}{\gamma} \right\} + \frac{1}{\gamma} = 2.2. \frac{\frac{1}{\gamma} - 2.7}{\frac{1}{\gamma} + 2.7} \left\{ \frac{1}{\gamma} - \frac$$

$$\left[\frac{\frac{1}{\gamma}}{\frac{1}{\gamma}}, \frac{1}{\gamma}, \frac{\frac{1}{\gamma}}{\frac{1}{\gamma}}, \frac{1}{\gamma}, \frac{$$

#### ب-التكاملات من الشكل:

$$-\infty = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-$$

سنفرض الآن تغيراً للمتحول  $\frac{4\nu+\nu}{1,\nu+\nu}$ حيث  $\pi$  هـ و المـضاعف

المشترك الأصغر لمقامات الأعداد الكسرية ر،، ... ، ره.

#### الآن نحصل على:

حيث ψ(ت) تابعاً كسرياً.

الآن بتعويض قيمة دس، س في التكامل نجد أن:

$$\frac{1-w^{1}-1-w^{1}}{\sqrt{w^{1}+1+w^{1}+1}}$$



$$\frac{1-w}{1-w}k-1$$
 في الواقع يمكن كتابة التكامل بالشكل:  $w=1-\frac{w+1}{1-w}$ .دس

$$|\vec{V}| = \frac{1-1}{v(1-v)} = \frac{1-v+1}{v(1-v)} \Rightarrow v = \frac{1-v+1}{v(1-v)} \Rightarrow v = \frac{3v}{v(1-v)}.$$

الآن سوف ندخل المتحول ت إلى التكامل:

وهو تكامل كسري يمكن حله وذلك بتفريق الكسر أولاً فيصبح لدينا:

$$\frac{c}{(-1)(1-c)} \cdot c = \int_{-1}^{1-c} \frac{1}{(1-c)} \cdot c + \int_{-1}^{1-c} \frac{1}{(1-c)} \cdot c - \int_{-1}^{1-c} c - \int_{-1$$

وبإجراء مطابقة نجد أن أ١= ١/ ٢ ، ب١= -٢، ب٣= ١ ، ب٣= ١/٢

$$\Rightarrow \int \frac{dz}{(t-z^2)(t+z^2)^{\frac{1}{2}}} \pounds z^2 = \frac{t}{t}. \ \, \ell_{\infty} z^2 + (-7)\frac{t}{(-7)(t+z^2)^{\frac{1}{2}}} + \frac{-t}{t+z^2} + \frac{t}{t}. \ \, \ell_{\infty}(t+z^2) + \epsilon = \frac{t}{t}. \ \, \ell_{\infty} z^2 + \frac{t}{(t+z^2)^{\frac{1}{2}}} - \frac{t}{t+z^2} + \frac{t}{t}. \ \, \ell_{\infty}(t+z^2) + \epsilon = \frac{t}{t}.$$

# ٢ - التكاملات التي تحل وفق تحويلات أولر:

وهي تكاملات من الشكل إح(س، ١٠١٧س + ب س + جـ).دس

حيث ﴿، ب، جـ ∈ ٦ ونميز من أجله ثلاث حالات هامة:

أ- عندما يكون ١>٠ عندئد سنفرض التحويل من المشكل





الموس + بس + ج = ١٩. س + ت ويسمى هذا التحويل تحويل أولر الأول.

الآن بتربيع الطرفين للتحويل نجد أن:

**اس۲ + بس + ج= اس۲ + ۲ اار. س ت + ت۲** 

حيث  $\psi$ (ت) تابعاً کسرياً  $w = \frac{\bar{v} - \bar{v}}{v + \bar{v}} \Rightarrow v = \psi(\bar{r}).$ دت

عندئذ بتعويض المتحول دس، س في التكامل:

کسري.

مثال: ص= $\int \frac{w^{cw}}{\sqrt{h^{'}+w+1}}$  بملاحظة أن تحويل أولر الأول يـصبح في هـذه الحالـة كون  $\{-1>0\}$ 

عندئذ بفرض س+ت=√<del>س '+س+</del>آ⇒س' +س+۱=س' +۲س.ت+ت<sup>۲</sup>

$$- \frac{1}{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1}{1} \xrightarrow{Y} \frac{1}{1} \xrightarrow{Y} \frac{1}{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1}{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y} \frac{1} \xrightarrow{Y}$$

$$= \omega = \frac{\frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}}}{\left(\frac{1-\tau}{\omega}\right)\left(1-\frac{\tau}{\omega}\right) - \left(\frac{1-\tau}{\omega}\right)} \cdot c \cdot \dot{\omega} = \int_{-\frac{\tau}{\omega}} \frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}} - \frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}} - \frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}} - \frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}}}{\left(\frac{1-\tau}{\omega}\right)} \cdot c \cdot \dot{\omega} = \int_{-\frac{\tau}{\omega}} \frac{1-\frac{\tau}{\omega}}{-\frac{\tau}{\omega}} - \frac$$

والأخير هو تكامل كسري نكامله كما ورد معنا في التوابع الكـسرية. الأمـر الذي نترك إكماله للقارئ.





ب- تحويسل أولسر الشاني: يكسون هدذا التحسول من أجسل التكامسل احراس، المستعلق المستعل

من أجل هذه الحالة نجري المس البساجة عن المالة عبري المساحة

$$=$$
 د $\psi$  (ت) . دت حیث  $\psi$  (ت) تابعاً کسریاً.

الآن بتعويض المتحول الجديد في التكامل نجد أن

$$= \int \frac{1}{\sqrt{-1}} \sqrt{\frac{1}{\sqrt{-1}}} \cdot \frac{1}{\sqrt{-1}} \cdot \frac{1}{\sqrt{-1}} \cdot \frac{1}{\sqrt{-1}} \cdot \frac{1}{\sqrt{-1}} = 0$$

مثال:  $\omega = \int_{0}^{\infty} \frac{\epsilon \omega}{1 + \omega + 1}$  نلاحظ أن جـ=١>، يمكن استخدام تحويل أولىر الثاني من أجل هذا التكامل:  $\sqrt{m^2 + \omega + 1} = \omega = 1$ 

$$= (1-^{Y}-)$$
  $\iff 1 + \cdots + 1 \implies (-1)^{Y} + 1$   $\implies (-1)^{Y} + 1 \implies (-1)$ 

$$\omega = \frac{Y - Y}{2} + \frac{Y}{2} - \frac{Y}{2} + \frac{Y}{2} - \frac{Y}{2} \cdot \frac{Y}{2$$

الآن بإدخال ت إلى التكامل نجد أن ص=
$$\left\{\frac{(\dot{x}'-\dot{x}')}{\gamma(\dot{x}'-\dot{x}')} + \frac{1-\dot{x}'}{\dot{x}'-\dot{x}'}\right\}$$
. دت  $\frac{1}{\dot{x}'}$ 

بعد الإصلاح = 
$$\int \frac{-7(\dot{v}^{2}-\dot{v}-1)}{(\dot{v}^{2}-1)(7\dot{v}^{2}+7\ddot{v}-7)}$$
د ت





والأخير تكامل كسري يمكن حله وفق ما درسناه سابقاً في تكامـل التوابـع الكسرية الأمر الذي نتركه للقارئ.

جـ- تحویل أولر الثالث: إذا كانت المعادلة  $\{m^Y + p m + m + m = 0\}$  جذرین مختلفین مثل  $m_Y$ ،  $m_Y$  عند تمکن الكتابة  $\{m^Y + p m + m + m = 0\}$  جـ=  $\{(m^Y - m_Y) \}$ 

من أجل هذه الحالة سنكتب التكامل:

$$\omega = \int \int (u, \sqrt{|(u - u), (u - u), (u - u)}) \cdot \omega = \int \int (u, (u - u), ) \cdot \sqrt{\frac{u - u}{u - u}} \cdot \int_{u - u} \cdot \frac{u - u}{u - u}$$
eathal midded 10  $v^{2} = \frac{u - u}{u - u} \Rightarrow u = \frac{u \cdot v}{u - u} \cdot \frac{v}{u - u}$ 

حيث  $\psi$ (ت) تابع کسري دس=  $\psi$ (ت) . دت

$$\Rightarrow \omega = \int \int_{-\infty}^{\infty} \int$$

وهذا الأخير هو تكامل كسري.

مثال:

$$\omega = \int \frac{\omega + 1}{\sqrt{\omega'} + \gamma_{\infty} + \gamma}$$
 الآن نلاحظ أن  $\omega' + \gamma_{\infty} + \gamma = (\omega + 1)$  (س+۱)

$$\frac{1+\omega}{1+\omega} = \frac{1+\omega}{1+\omega} =$$

$$\omega \dot{\omega}^{\gamma} + \gamma \dot{\omega}^{\gamma} = \omega + 1 \Rightarrow \omega = \frac{1 - \gamma \dot{\omega}^{\gamma}}{1 - \frac{\gamma}{1 - 1}} \Rightarrow L \omega = \frac{\gamma \dot{\omega}}{(\dot{\omega}^{\gamma} - 1)^{\gamma}} \cdot L \dot{\omega}$$



ص= آت  $\frac{7^{2}}{(-1)^{2}}$ .  $C^{2}=\frac{7^{2}}{(-1)^{2}}$  والأخير تكامل كسري يحل وفق ما درسناه في مكاملة التوابع الكسرية.

#### ٣- تكامل ثنائي الحد التفاضلي:

تعریف: تعرف التابع ق(س)= س ا ( اس  $^{4}+ p$ ) حیث م، ن، ر  $\in$   $\mathfrak{b}$  بثنائي حد تفاضلي.

الجدير بالذكر أن تشيبتشيف برهن على أن التكامل:

ص= إس، (إس ن+ ب)ر. دس

يكون قابلاً للمكاملة فقط في الحالات الثلاثة التالية:

١. إذا كانت ر ∈ ص أي ر عدداً صحيحاً.

۲. إذا كانت م+۱ ∈ص

۳. إذا كان م+۱+ر∈ص

وفي غير هذه الحالات الثلاث السابقة برهن تشيبتشيف أن هـذا التكامـل لا يقبل التعبير عنه بدلالة توابع أولية - أي لا يمكن مكاملته.

الآن سوف نتعرف على طريقة مكاملة لكل حالة على حدة.

١ - إذا كانت ر ∈ ص فإننا سنميز حالتان:

أ- ر>٠ عندئذ يمكن نشر المقـدار ( ﴿ سُ نَّ بِ) ُ وفـق منـشور الكرخـي -نيوتن ليصبح لدينا ( ﴿ سُ نَّ بِ) ُ = ﴿ رَسُلًا + ... + ﴿





وبالتالي يصبح لدينا شكل التكامل بالصيغة

س/ (اس + ب) دس= آس (ا, س<sup>ل</sup> +...+۱).دس

= [٩, س' + ... + ٩س' . دس ولدينا بالتالي م، ... م و ٢، و، أعداد كسرية.

وتصبح مكاملة أي حد منها بالشكل  $\int_{0}^{\infty} e^{-u} e^{-u}$ 

ب- ر<، عندئذ سنفرض س= ت ب حيث ب هـ و المضاعف المشترك الأصغر لمقام م، ن عندئذ دس= ب. ت المسترك . دت

ويصبح شكل التكامل ص= إت ن ((ات ن +ب) . بت بد دت

حيث (ن٢)، (ن١)، (ب-١) أعداد صحيحة.

وبالتالي وباعتبار ر<٠ يمكن إيجاد عدد مثل ي بحيث ي= -ر ليصبح بـذلك  $ص=\int \frac{\psi_+ \dot{\omega}_{+} \dot{\omega}_{+}}{(\dot{\omega}_{-} \dot{\omega}_{+} \dot{\omega}_{-})^2}$ 

والأخير هو تكامل كسري.

۲- إذا كان <sup>۱+</sup> وص في التكامل إس (إس +ب) -

وذلك بفرض ر $\frac{b}{2}$ ، ن $\frac{b}{2}$ ، م $\frac{b}{2}$  وذلك لأن م، ن، ر  $\in$  ك

سنجري في هذه الحالة تغييراً للمتحول بالشكل  $\{ m^c + p = r^b \}$ 

حيث ك هو المضاعف المشترك الأصغر للأعدادي، و، ر

$$\frac{1}{0}\left(\frac{-\frac{1}{0}-\frac{1}{0}}{\frac{1}{0}}\right)=\omega=\frac{\frac{1}{0}-\frac{1}{0}}{\frac{1}{0}}=\omega$$
فيصبح لدينا  $\omega^0=\frac{1}{0}$ 



الآن يمكن إيجاد دس بالشكل  $v_{m} = \frac{1}{v} \left( \frac{v_{m} - v_{m}}{v_{m}} \right)^{1/2}$  . ك ت الآن يمكن إيجاد دس بالشكل د الم

وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل المطلوب

enterption in  $\frac{a+1}{i} \in \omega \Rightarrow \frac{a+1}{i} - 1 \in \omega$ 

وبالتالي يوجد عدد صحيح لنفرض أنه ب بحيث  $\frac{q+1}{Q}$  وبالتالي يصبح شكل التكامل:

=  $\frac{b}{m}$   $\int_{0}^{\infty} (\bar{p}^{-k+1}(\bar{p}^{-k} - p^{-k})^{-k})^{-k} \cdot e^{-k} dk$  . دت وبالتالي فنحن هنا أمام الحالة الأولى.

 ٣- إذا كانت <sup>1+</sup>+١∈ ص من أجل التكامل ص= إس (إس ٠+٠) عند ثذ سنجري أولاً الإجراء التالي:

ص= إس ، سند ((+ بس -ن) د ... = إ س، +ند ((+ بس -ن) د ...

$$\text{cu.} \stackrel{1-d}{=} \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1$$





وبالتالي يصبح لدينا التكامل:

$$\Delta = \int \left( \frac{1 - \frac{1}{c}}{c} \right)^{1 - \frac{1}{c}} \frac{d}{c} \cdot \frac{1}{c} \cdot$$

$$=\int \frac{-\frac{b}{\dot{\nu}}}{\dot{\nu}}.\dot{\nu}^{l+b-l}\left(\frac{1}{\dot{\nu}}\right)^{-\frac{b-l}{\dot{\nu}}}\left(\frac{1}{\dot{\nu}}\right)^{-\frac{b-l}{\dot{\nu}}}+c\in\omega$$

فيمكن عندها كتابة التكامل  $\omega = \frac{-b}{i(\psi + \tau)} \int (\bar{\psi}^b - \psi^b)^{\dagger}$ .  $c\bar{\psi}$  هنا أمام الحالة الأولى أو تكامل كسرى.

مثال وتطبيق: احسب كلاً من التكاملات التالية:

#### الحل:

 $^{+}$  - نلاحظ من أجل التكامل  $^{-}$ 





$$= \int_{0}^{\sqrt{1/4}} \frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{4}}} + \frac{1}{\sqrt{1+\frac{$$

٢- نلاحظ أنه من أجل ص,=إس١٠٠. (س ٢٠٠٠)-٢.دس أن ر= ٢٠ ∈ ص

وهذه الحالة الأولى بـذلك سـنفرض أن س= ت¹ حيث ٦ هـو المـضاعف المشترك الأصغر للعددين ٢، ٣ فيصبح لدينا دس= ٢٠°. دت

الآن سنلاحظ أن ر= ﴿ ﴿ ص فهو ليس من الحالة الأولى.

لذلك سنلاحظ أن ن=
$$\frac{1}{\gamma}$$
، م= $\frac{\gamma}{\gamma}$  عن  $\frac{1+\gamma}{\gamma}$ =-هوص

لذلك سنفرض أن  $\mathbf{r}^{Y} = \mathbf{m}^{-1/Y} + 1 \Rightarrow \mathbf{r}^{D}$ .  $\mathbf{r}^{D} = \frac{-1}{Y}$ .  $\mathbf{m}^{Y/Y}$ .  $\mathbf{r}^{D} = \mathbf{r}^{Y/Y} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{m}^{-1/Y} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{m}^{-1} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{m}^{-1} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{m}^{-1} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r}^{Y} - 1 \Rightarrow \mathbf{r}^{Y} = \mathbf{r$ 



=> دس= -٤ت. (ت<sup>۲</sup>-۱-<sup>۲</sup> . دت

الآن بتعويض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:

=-1
$$\int_{\frac{1}{1}}^{\frac{1}{1}} (-1)^{-1}$$
.  $c^{2}$  وهو تكامل كسري أنتركه للقارئ!.

$$\frac{1}{2}$$
 علاحظة أن  $\frac{1}{2}$   $\frac{1}{2}$  ص إذن فالتكامل ليس من الحالة الأولى.

وبملاحظة أن م= -١، ن= -١ 
$$\Rightarrow \frac{\eta+1}{0} = \frac{1}{1-1} = 1 = 1$$

عندئلٍ فإننا سنجري تغييراً للمتحول ١ +س
$$^{-1}$$
 = ت $^{\circ}$ 

الآن بالتعويض في التكامل:

نلاحظ أننا أمام الحالة الثانية لأن ر
$$\frac{-1}{Y}$$
وس،  $\frac{\eta+1}{\eta+1} = \frac{\eta/\gamma}{1} = 1$ و ص



 $^{1}$ عندئذِ سنفرض أن ۲ + س

$$\omega = (\mathbf{r}^{-1} \mathbf{r}^{-1})^{1/2} \Longrightarrow \omega = \frac{1}{\pi} (\mathbf{r}^{-1} \mathbf{r}^{-1})^{-1/2} \times \mathbf{r}^{-1}.$$

٦- مــن أجــل التكامــل ص: = إس٢٠١ (س ٢/٦+١)١٠٠ . دس نلاحــظ أن

ر $=\frac{1}{7}$ ، م $=\frac{1}{9}$ ، ن $=\frac{\lambda}{9}$ والتكامل ليس من الحالة الأولى ر $=\frac{1}{7}$ هِ صوليس

من الحالة الثانية لأن  $\frac{\gamma+1}{i} = \frac{\gamma/2}{\gamma/2} = \frac{1}{\gamma} \notin صوبملاحظة أن$ 

 $\frac{q+1}{i} + c = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = 1$  ونحن إذن أمام الحالة الثالثة.

لذلك فإننا أولاً سنكتب التكامل بالشكل:

 $\omega_r = \int \omega^{r/r} \cdot (r/r \cdot \omega^{r/r}) \cdot (r/r \cdot \omega^{$ 

ثم سنفرض أن  $T^{-1} = 1 + m^{-7/4} \Longrightarrow m = (T^{-1} - 1)^{-7/4}$ 

عندئذ سنكتب التكامل:



 $\frac{-9}{5} \cdot \frac{1}{\sqrt{1-1}} \cdot \frac{9}{1-1} = \frac{-9}{5} \cdot \frac{9}{5} = \frac{9}{5} \cdot \frac{9}{5} \frac{9}{$ 

والأخبر هو تكامل كسرى.

### التكاملات المثلثية

تعريف: نقول عن التكامل أنه تكاملاً مثلثياً إذا كان التكامل يحوي جا س أو جتا س أو ظا س أو ظتا س.

وبملاحظة أن التابعين ظا س، ظتا س يمكن التعبير عنهما بدلالة جتا س، جا س عندئذ يمكن التعبير عن التكامل المثلثي بالشكل:

ص= آح (جاس، جتاس).دس

في الواقع فإن التكاملات المثلثية يمكن إرجاعها إلى تكاملات كسرية أو تكامل ثنائي الحد التفاضلي في غالب الأحيان وذلك وفق التحويلات العامة المثلثية والتي سنوردها بالشكل:

التحويلات العامة المثلثية: جاس=جا٢. 
$$\frac{w}{\gamma}$$
=٢.جا  $\frac{w}{\gamma}$ . جنا  $\frac{w}{\gamma}$ 

الآن بضرب المقدار وقسمته على جتا  $\frac{V}{Y}$  نجد أن: جاس= $\frac{V^4}{Y}$  المقدار وقسمته على جاء  $\frac{V}{Y}$ 

ولدينا أيضاً جناس= $\frac{-7 \dagger \dagger}{1} الآن إذا أجرينا التبديل <math>\frac{1}{\gamma} = 2$  عند المبار ولدينا أيضاً جناس  $\frac{1}{\gamma} = 2$ 



$$\frac{1 - 1}{1 - 1} =$$
 ب جاس =  $\frac{1 - 1}{1 - 1}$  ب جاس =  $\frac{1}{1 - 1}$ 

أما من أجل د س فنلاحظ أن قوسظات = أما من أجل د

 $\rightarrow m=7$  فوس ظات  $\Rightarrow$  دس= $\frac{7 c r}{1+r}$  وهكذا إذا أردنـــا إراء التحويــل العــام المثلثي سوف نكتب:

$$\frac{1}{+1} = -\frac{1}{+1}$$
 ، دس=  $\frac{1}{+1}$  ، دس=  $\frac{1}{+1}$ 

أمثلة شهيرة: أوجد كلاً من التكاملات المثلثية التالية:

$$1 - \int \frac{cw}{+lw} \qquad 1 - \int \frac{cw}{+rlw} \qquad 9 - \int \frac{cw}{+lw} + 1$$

$$3 - \int \frac{cw}{+lw} = 0 - \int |e^{-lw}| = 1$$

#### الحل:

من أجل التكامل  $\frac{\epsilon w}{\epsilon + w}$  فإنه إجراء التحويل المثلثي العام نجد أن

$$=\int \frac{c\ddot{v}}{\ddot{v}} = \log_{a} \ddot{v} + \epsilon = \log_{a} \left( \frac{dJ}{v} \right) + \epsilon.$$

٢- من أجل التكامل إحتاس -





$$\frac{cw}{4}$$
 =  $\frac{cw}{e^{\pm i}w}$  =  $\frac{1}{1 - v^{+} + v^{-}}$ 

$$=\int \frac{7c\bar{\upsilon}}{1-\bar{\upsilon}}=Y, \frac{1}{\gamma}. \ \ \text{le}_{x}\left(\frac{1-\bar{\upsilon}}{1+\bar{\upsilon}}\right) = = \int \frac{1-\dot{d}l\left(\upsilon\sqrt{\gamma}\right)}{1+\dot{d}l\left(\upsilon\sqrt{\gamma}\right)} + =$$

٣- من أجل التكامل إجاب جناس بإجراء التحويل المثلثي العام نجد
 أن:

$$\omega = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega} / l + \dot{\omega}^{\dagger}}{\gamma_L \dot{\omega} / l + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\gamma}^{\dagger} \dot{\omega} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\gamma}^{\dagger} \dot{\omega} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}^{\dagger}} = \int \frac{\gamma_L \dot{\omega}}{l + \dot{\omega}^{\dagger} + \dot{\omega}$$

والأخير هو تكامل كسري. قد درسناه سابقاً.

٥- الأن من أجل ص= إجاس. جتاس.دس

مكن الفرض ت=جاس>دت= جتاس>دس= جتاس جتاس

حالة خاصة ومهمة في التكامل المثلثي:

ص=[جا<sup>م</sup>س. جتا<sup>ر</sup> س.دس

الآن بفرض أننا عوضنا ت= جاس ⇒ دت= جتاس دس

حے ص=إت، جتاراس.دت

لكن جتا س= (١- جا<sup>٢</sup> ت)

عندئذ فإن ص= إت السراء ت المرادت المرادت المرادة





والتكامل الأخير كما نعلم هـو تكامـل ثنـائي حـد تفاضـلي. ويكـون هـذا التكامل قابلاً للمكاملة إذا كان:

$$1-\frac{\zeta-1}{\gamma}=0$$

$$\frac{1-\sqrt{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}}}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}}}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1}}}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{1}{1+\frac{1+\frac{$$

وفي غير هذه الحالات فإن هذا التكامل حسب تشييت شيف لا يمكـن التعـبير عنه بدلالة توابع أولية أو أن هذا التابع غير قابل للمكاملة.

خلاصة القول: يمكن حل التكامل إجائس. جتا س.دس في حالات ثلاثة فقط:

ولا يمكن حله في غير هذه الحالات.

ملاحظة هامة: أن التبديلات العامة المثلثية وكما سبق وأن ذكرنا تـرُد أي تكامل مثلثي إلى تكامل كسري أو تكامل ثنائي حد تفاضلي.

لكن التبديلات العامة في غالب الأحيان تعطي كسوراً ذات درجات كبيرة وليست سهلة لذلك سنكتب فيما يلي بعضاً من التحويلات الخاصة.





#### التحويلات المثلثية الخاصة:

بفرض لدینا التکامل ص= إح(جاس، جناس).دس عند ثد سوف نمیـز ثـلاث حالات:

عندئذ سنفرض أن ت= جتا س ونجري التكامل عندها بصورة أبسط.

مثال: ص= إجاس. جتاس.دس

الآن علاحظة أن:

وبالتعويض في التكامل نجد أن:

$$= + \left[ \frac{\omega^{\circ} \frac{1}{2} - \omega^{\circ} \frac{1}{2}}{\sigma} - \frac{\omega^{\circ} \frac{1}{2}}{\sigma} \right] = + \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{\omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] = - \left[ \frac{\omega^{\circ} - \omega^{\circ}}{\sigma} - \frac{1}{2} \right] =$$

مثال: ص= إجتاء س.دس الآن بملاحظة أن:

$$-\frac{\pi^{1}}{\omega} = -\frac{\pi^{1}}{\omega} = -\frac{\pi$$





وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:

$$\omega = \int \frac{\dot{\psi}}{+i\frac{1}{m}} c$$
دت  $-\int \frac{\dot{\psi}}{(-\dot{\psi}^{\dagger})^{-1}} .$ دت

الآن من أجل التكامل الأخير نجري عمليـة قـــمة حدوديـة  ${
m c}^4$  علـى (١ –  ${
m c}^7)^{
m Y}$  ونحله كتكامل كسري.

مثال: ص= $\int \frac{+lm. + \bar{n}^{1}}{1+e^{1}m}$ .دس الآن سنلاحظ آن:

$$-\frac{+i u}{-+i u} = -\frac{-i u}{-+i u}$$
 جزاس، جتاس)

$$-\frac{-\overline{\Gamma}^{\gamma}}{1+(1-\overline{\Gamma}^{\gamma})^{\gamma}}$$
دت وهو تکامل کسري.

ب- إذا كان لدينا ح (جا س، -جتا س)= -ح (جا س، جتا س).

سنفرض في هذه الحالة أن جا س= ت ونحل التكامل.

مثال: ص= إجتا°س.جا أس.دس نلاحظ أن





وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:

ص= [ جنائت دت= [ (١- ت ٢) . ت ٢ . دت=

$$\Rightarrow + \frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} + \frac{1}{2} + \frac{1}$$

مثال: ص= $\int_{1+\epsilon^{1}m}^{\epsilon^{1}m}$  نلاحظ أن  $\int_{1+\epsilon^{1}m}^{1+\epsilon}m$  س)= - $\int_{1+\epsilon^{1}m}^{1+\epsilon}m$  س).

سنفرض من أجل ذلك أن جا س= ت دس= $\frac{cv}{rim}$ عندئذ يصبح التكامل:

$$\omega = \int \frac{\vec{x}^{1}}{1+i\tau} \cdot c = \int \frac{1-i\tau}{1+i\tau} \cdot c = 0$$
 د د و الأخير يحل ببساطة بالشكل:

-1 د ت = -1 د ت

=- جاس + ۲ قوس ظا (جاس)+جـ

مثال: [جَتَا ۗس.دسسنلاحظ مباشرة أن ∑(جا س، –جتا س)= −∑(جـا س، جتا س) عندئذ سوف نفرض جا س= ت ⇒ دس=<u>دت</u> جتا س) عندئذ سوف نفرض جا س= ت

ص= اجتادس.دت= (۱-ت۲) دت= ا ۱-۳ت۲+۳ت؛ +ت. دت

$$-+\frac{\omega^{1}}{v} + \omega^{0} + \frac{\pi}{o} + \omega^{1} + \omega^{1} + \frac{\pi}{o} + \frac{\pi}{v} + \frac{\pi}{o} + \frac{\pi}$$

مثال: ص= إجاس با مربع اللحظ أن ح (جا س، -جتا س)= ح (جا س،

جتا س) عندئذ سوف نفرض ت= جا س = دس= دن ويصبح التكامل:





 $\omega = \int \frac{\dot{\omega} + 1}{\dot{\omega}^*} \cdot \dot{c} \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega} + 1}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega}^*)} \cdot \dot{c} \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega} + 1}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{c} \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{c} \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})}{\dot{\omega}^*(1 - \dot{\omega})} \cdot \dot{\omega} = \int \frac{\dot$ 

ج- إذا كان لدينا ح (-جاس، جتاس)= ح (جاس، جتاس) عند لله سنفرض إمات = ظاس أوت = ظتات ونكمل التكامل.

مثال: ص= $\int \frac{جا^{7}w}{-}$ دس

الحل: سنلاحظ أن ح (-جا س، -جتا س)= ح (جـا س، جنـا س) عندشذ سوف نفرض أن ت= ظاس = دن= دن= جنا س حب دس= جنا س. دت

الآن يصبح لدينا التكامل

 $-1 = \frac{-1^{7}w}{-1}$ دس= فناسجا سدس= فی جا س. جنا س. دت

الآن بضرب ما داخل التكامل وقسمته على جتا أس نجد أن:

-1ن" ( جناس) دت $= \frac{r}{(++1)}$  دت والأخير هو تكامل كسري -1

مثال: ص= إظاس.دس نلاحظ أن:

عندئذ سوف نعوض ت= ظاس ⇒ دس= جتا ٌس . دت

ويصبح التكامل:

 $\omega = \int_{\Gamma} .$  جنا س. دت  $= \int_{\Gamma + \Gamma} .$  دت  $= \frac{1}{2}$ . لو  $_{\Lambda} (1 + \Gamma^{2}) + \varphi$ 





 $m = \frac{1}{7}$ .  $\log \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{1 - 1}}} + \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{1 - 1}}} + \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{1 - 1}}} + \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{1 - 1}}} = \frac{$ 

مثال: ص= إجاس جتاس دس بملاحظة أن ح (-جا س، -جتا س)= ح (جا ۱+جاس

س، جتا س) وسنفرض ذلك أن ظاس= ت حبه دس= جتا س. دت

$$-\frac{\omega_{0}}{\omega^{1}}$$
دس  $=\frac{\omega_{0}}{(-\frac{1}{\omega^{1}})}$ دس  $=\frac{\omega_{0}}{(-\frac{1}{\omega^{1}})}$ دس  $=\frac{\omega_{0}}{(-\frac{1}{\omega^{1}})}$ 

وبتعویض ما حصلنا علیه فی التکامل نجد أن:  $\omega = \int \frac{\Xi}{(\Xi + \Xi^T + \Xi^T)}$ . دت وهو تکامل کسری یمکن حله وفق ما تعلمنا سابقاً.

مثال:  $\frac{L^{n}}{r^{-1}}$  نلاحظ أن (-جا س، -جتا س)= رجا س، جتا س).

وسنجد أن ظام = ت مناسب لإجراء التكامل وسنكتب دس =  $\frac{c\bar{v}}{1+\bar{v}}$  ونعـوض مـا حـصلنا عليـه في التكامـل وذلـك بملاحظـة أن جاء =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$  =  $\frac{d^{1}v}{1+d^{1}v}$ 

## هو تكامل كسري بسيط.

أخيراً: إذا كان التكامل المثلثي لـدينا لا يخضع لأي مـن حـالات التحويـل الحناص الثلاثة فإنه عندئذ لابد من استخدام التحويلات العامة أو تحويلاً خاصاً بالحالة التي بين يدينا وعلى كل حال فإن مسالة إجـراء التحـويلات والحـدس بفائدتها من عدمه تأتي بعد التوفيق من الله تعالى من الحتيرة وكثرة حل المسائل. مثال: أجد س التحويل المناسب لكلاً من التكاملات المثلثية التالية وبين إلى مـاذا يؤول مم التحليل؟





 $1-\omega=\int_{1+\pi ilm}^{\epsilon m}$  إن التحويل المناسب هنا هـ و التحويل المثلثي العـام. كون هذا التكامل لا يخضع إلى أي من حالات التحويل الخاص ويؤول إلى تكامل تابع كسري.

٢- ص= المناسب هـو التحويـل المناسب هـو التحويـل العـام لعـدم خضوع هذا التكامل الأي من حالات التكامل الخاص ويـؤول إلى تكامـل تابع كسري.

٣- ص= إلى هذا التبابع غير قابل للمكاملة لأنه باعتبار فإنه - ص= المجاس المعاملة التبار فإنه

 $\omega = \int_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} dx$ دس

$$\frac{1-\frac{1+1}{5}}{\frac{1+1}{5}} = \frac{\frac{1+1}{5}}{\frac{1+1}{5}} = \frac{1+1}{5} = \frac{1+1}{5}$$

$$\frac{\gamma + \zeta}{\gamma} = \frac{-1/\gamma + \epsilon}{\gamma} = \frac{-1}{\gamma} \notin \omega$$

وبالتالي حسب تشيبتشيف فإن التابع غير قابل للمكاملة.

- إجاس. جتا-۲٬۲ س.دس سنجري هـذا التحـول جتـا س= ت وذلك لأن حراجا س، جتا س) وسيرد إلى تكامـل بسيط من الشكل إنـ ۲/۳،دت
  - ٥.  $\frac{-1^{-10}}{-10^{-10}}$  دس من أجل هذا التكامل سنجري التحويل جتاس= ت

لأن ح (-جا س، جتا س)= -ح (جا س، جتا س).

وسيرد إلى تكامل كسري.





7.  $\frac{1}{A^{[m]}} = 0$  دس سنجري هنا التحويل ظاس= ت وذلك لأن  $\pi$  (-  $\pi$  جاس)=  $\pi$  (جاس)=  $\pi$  (جاس) =  $\pi$  جاس)=  $\pi$ 

وسيرد هذا التكامل إلى تكامل كسري.

٧. أَلْمُطْلُسَ.دَسُ سنفرضهنا التحويل ظاس= ت كون ح (-جاس، -جتاس)
 = ح (جاس، جتاس).

وسيرد هذا التكامل إلى تكامل ثنائي حد تفاضلي.

تمهيد: ناقشنا إلى حد الآن تكاملات مثلثية تكون فيها أمثال س موحـــدة لــدى جميع التوابع جتاس، جاس ونريد الآن مناقشة الحالات التي يكون فيهـــا أمثال مختلفة لــ س داخل التوابع المثلثية مثل: الحماس دس

 $[m.(+-1)m.(++1)m] - \frac{1}{7} [+1)m.m. + 1$ 

 $[-1]^{-1}$   $[-1]^{-1}$   $[-1]^{-1}$   $[-1]^{-1}$   $[-1]^{-1}$ 

٤- جا٢س= ٢. جاس. جتاس

٥- جتا٢س= جتا٢س – جا٢س

مثال: أوجد كلاً من التكاملات التالية:

۱- ص,= [جا۸س.جا۷س.دس

۲- ص،= إجاس. جتا ١س.دس





دس دس جا۲س جا۵س دس 3 - ص = 1 جتا٤س جا۲س دس

$$0 - \omega_0 = \int \frac{1 + \lambda (\omega / \gamma)}{\lambda (\omega - 1)} c\omega$$

الحل:

۱ – نجد آن  $ص_{i} = \int Alm. = Vm.$ دس  $\left[ \frac{1}{v} \right]_{v} \left[ \frac{1}{v} \right]_{v} = \int Alm \left[ \frac{1}{v} \right]_{v} \left[ \frac{1}{v} \right]_{v}$ 

دس =  $\int_{-\infty}^{\infty} [-1]^{-1} [-1]^{-$ 

$$= + \left[ -\frac{1}{2} + \frac{1}{4} - \frac{1}{4} + \frac{1}{$$

 $-\mathbf{v}_{1} = \begin{bmatrix} \mathbf{v}_{1} & \mathbf{v}_{2} & \mathbf{v}_{1} \\ \mathbf{v}_{2} & \mathbf{v}_{3} \end{bmatrix}$   $\mathbf{v}_{1} = \begin{bmatrix} \mathbf{v}_{1} & \mathbf{v}_{2} \\ \mathbf{v}_{3} & \mathbf{v}_{3} \end{bmatrix}$ 

 $=\frac{1}{\gamma}\left[\left[\sharp_{p} |_{W_{i}}, \; \sharp_{p} |_{W_{i}}, \; \xi_{m} - \xi_{m} |_{W_{i}}, \; \xi_{m} \right] - \frac{1}{\gamma}\left[\frac{1}{\gamma}, \left[\xi_{p} |_{W_{i}} + \xi_{m} |_{W_{i}}\right] \in W_{i}}{\gamma}\right] + \frac{1}{\gamma}\left[\xi_{p} |_{W_{i}} + \xi_{m} |_{W_{i}}\right] + \frac{1}$ 

$$\left[ -\frac{1}{2} \left[ -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left[ -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left[ -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left[ -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2} \right) + -\frac{1}{2} \left( -\frac{1}{2$$

$$=\frac{1}{2}\left(-\frac{1}{4}\frac{1-1}{7}$$
.  $\frac{1}{4}$   $\frac{1$ 

ع - ص = أجتاكس. جتا٣س.دس



نلاحظ أن ص = إجناءس. جناس دس= إل جناس + جناس دس

$$\frac{1}{\gamma} + \left[ \frac{1}{\gamma} + \frac{1}{\gamma} \right] \cdot \frac{1}{\gamma} =$$

 $0 - \omega_{o} = \int \frac{1 + + (w/Y)^{cw}}{+ w} | \vec{V}$  الآن یمکننا الکتابة

$$\omega_{o} = \int \frac{1 + \epsilon I(w/Y)cw}{Y + \epsilon Iw/Y} \frac{1}{4\pi iw/Y}$$

يكن الفرض مبدئياً أن  $\frac{\omega}{\gamma}$ =ت  $\Longrightarrow$  دس= ٢. دت

١+ جات .
 دت وبملاحظة أن التكامل الأخير يخضع للعلاقة:

ح (جات، -جتات)= -ح (جات، جتات).

عندئذ سنفرض أن جات= ع ونكمل التكامل.

خلاصة الأمر في حالة وجود أمشال غتلفة لــ س في الشابع المثلثي داخــل التكامل عندئذ يجب العمل على جعل هذا التابع بأمثال موحدة لــ س ثم نفرض هذه الأمثال أس= ت ونعوض في اكامل المثلثي ونتابع على التكامل الأخير مــا تعلمناه في تكامل التوابع المثلثية.

أخيراً سوف نتعرض إلى تكامل توابع عبارة عن جداء توابع مثلثية وحدوديات وهي من الشكل:

ص= أرن (س). جنامس. دس ص= أرن (س). جامس. دس

في الواقع من أجل ص يبرهن على أنه:





 $\omega = \int_{C_0} (\omega)$ . جتا  $\phi_0$ . د  $\omega = \mathbb{E}_0 (\omega)$ . جتا  $\phi_0$  جت  $\omega_0 (\omega)$ . حيث  $\omega_0 (\omega)$ ، حدودية من الدرجة ن ذات أمثال غير معينة.

و ك<sub>اه-۱</sub>(س) حدودية أخرى من الدرجة (ن-۱) ذات أمثال غر معينة أيضاً.

ولتعيين أمثال هاتين الحدوديتان علينا أن نشتق العلاقة (\*) ونجري مطابقة وبهذا نكون قد أنهينا حساب هذا التكامل ص.

ومن أجل ص لدينا:

 $\omega = \int_{C_0} (\omega)$ . جنا اس د س =  $\omega_0$  (س). جنا اس + جنا

وأيضاً بنفس الطريقة نشتق العلاقة السابقة ونجري المطابقة ونكون بذلك قـد أنهينا حساب التكامل.

مثال: احسب كلاً من التكاملين:

-1 = -1 سا. دس. (۱+۲). جاس. دس

۲− س=∫(س+۲). جتاس.دس

الحل:

١- سنكتب العلاقة:

 $\int (m^{\gamma}+1).$  +lm. +lm. +lm. +lm.

الآن نشتق العلاقة:

+ (- باس = (۲ (س بب). جتاس – (+ (س بب س + بب) + ب س + بب) + ب س + بب) + جاس + د – جاس + (د. س + و). جتاس.



(س۲+۱). جاس= (۲ (۱ (س+ دس+ ب+ و). جتاس + (- (س۲ - ب س

- جـ + د). جاس

(س۲+۱). جاس= ((۲۱+ د). س + (ب + و). جتاس + (۱+س۲ – ب س – جـ + د) جاس

الآن من أجل ٢ نجد أن:

(m+7). = (4m+4)=0

الآن باشتقاق العلاقة السابق والإصلاح نجد أن:

(س+۲). جناس= (٥٩.س + ٥٠). جناهس + (٩-٥جـ). جاهس

eullily  $\int (w+Y)$ .  $\neq 1000$ ,  $\epsilon w = \left(\frac{1}{6}w + \frac{7}{6}\right)$ .

التكاملات القطعية: وهي التكاملات ذت الشكل

إح (جا ( قطع)س، جتا ( قطع)س) دس



الفعل الفاس

أولاً: سنكتب قوانين خاصة للتوابع القطعية.

1 = 1 المطابقة الأساسية جتا (قطع) س- جا (قطع) الم

- ٢ ظا ١/ قطع)س-۱= جنا ١/ قطع)س -۲ جنا ١/ قطع)س

 $\frac{1-}{\sin^2(1-i))))))))))))}$ 

٤- قوانين جمع الزوايا

جا(قطع) ( ﴿ ﴿ بِ) س= جا(قطع) ﴿ س. جتا(قطع) ب س+ جتا(قطم) ﴿ س. جا(قطم) ب س

جا(قطع) ( ١٩-ب)س= جا(قطع) اس. جتا(قطع) ب س-جنا(قطع) اس. جا(قطع) ب س

جا(قطع) ( ا + ب) س = جتا (قطع) اس. جتا (قطع) ب س+ جتا (قطع) اس. جا (قطع) ب س

ج\_ا(قطع) ( ( + ب) س = جت\_ا (قطع) ( س. جتــا (قطــع) ب س-جتا(قطع) ( س. جا(قطع) ب س

٥– قوانين تحويل الجداء إلى جمع=

جا (قطع) إس جا (قطع)ب  $= \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$  جنا (قطع) (جب) بس جا (قطع) (جب) بس جا (قطع) (جب) بس جنا (قطع) (جب) بس جنا (قطع) بس جنا (

Time I was a second of the sec

جتا (قطع)٢س= ٢جا(قطع)س. جا(قطع)س

جتا(قطع)٢س= جتا<sup>٢</sup>(قطع)س + جا<sup>٢</sup>(قطع)س

٦- جا(قطع) ٢س= ٢جا(قطع)س . جتا(قطع)س

٧- جتا(قطع)٢س= جتا (قطع)س + جا (قطع)س

إن إجراء تكاملات التوابع القطعية تتم بواسطة إحدى ثلاث طرق:

١ - التبديلات العامة القطعية.

٢- التبديلات الخاصة القطعية.

٣- حالات خاصة ومهمة.

١- التديلات العامة القطعية:

وتتم بافتراض ظا $\left(\frac{\omega}{2}\right)$  فطع ان وبملاحظة أن

 $\frac{-\gamma}{r} = \frac{\gamma}{r} = \frac{4i}{m} \left( \frac{\delta ds}{r} \right)^{m} = \frac{4i}{r} \left( \frac{\delta ds}{r} \right)^{m} = \frac{\gamma}{r} \left( \frac{\delta ds}{r} \right)^{m} = \frac{\gamma}{$ 

وذلك بضرب المقدار وقسمته على جنا  $\gamma$ ( قطع) $\frac{\omega}{\gamma}$ =ت

 $\frac{1+r-1}{1-r-1} = \frac{\frac{\omega^{2}}{r}(aba)^{r}}{1-\frac{\omega^{2}}{r}(aba)^{r}} = \frac{\omega^{2}}{r}(aba)^{r} + \frac{\omega^{2}}{r}(aba)^{r} + \frac{\omega^{2}}{r}(aba)^{r}$ 

واخيراً لدينا ٢<u>٠ت - ١</u>



خلال القول: إذا فرضنا ظا(ads) = b فإنه يصبح لدينا

جا (قطع)س = 
$$\frac{7 \dot{v}}{\dot{v}}$$
 ، جَا (قطع)س =  $\frac{\dot{v}^{1} + 1}{\dot{v}^{2}}$  ، د  $\frac{7 \dot{v}}{\dot{v}^{2}}$  ، د  $\frac{7 \dot{v}}{\dot{v}^{2}}$ 

مثال: احسب التكاملين:

$$\frac{\omega}{-\frac{1}{\pi}}$$
  $=$   $\omega$   $\omega$   $=$   $\frac{\omega}{-\frac{1}{\pi}}$   $=$   $\omega$ 

الحل:

في الواقع إنه من أجل ص سنطبق التبديلات القطعية العامة لنحصل على

$$- \int_{-1}^{1} \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} = \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{1 - 1} \left( \frac{1}{1 - 1} \right) \frac{1}{1 - 1} + \frac{1}{$$

أما من أجل ص وبإجراء التبديلات القطعية العامة نجد أن:

$$-\infty = \int \frac{\gamma c \dot{\nu} / \nu^{-1}}{\nu^{-1} + 1} = \frac{1 - \gamma \dot{\nu}}{1 - \nu^{-1}} = \gamma$$
 قوس ظات + جد  $\gamma$  قوس ظا (ظا (قطع) من ) + جد  $-1 + \frac{\nu}{\nu}$ 

مثال: ك= (جا ٢ فطع)س. جنا ٢ قطع)س.دس

الآن بإجراء التبديلات القطعية العامة نجد أن:

$$\text{Ci}_{2} = \int \frac{\text{Y}(1+\text{Y}^{\prime} \text{Ci})^{T} \text{Ci}_{2}}{\text{Y}(1-\text{Y}^{\prime} \text{Ci})} = \left(\frac{\text{Ci}_{2} \text{Y}}{1-\text{Y}^{\prime} \text{Ci}}\right)^{T} \left(\frac{\text{Y}^{+} \text{Ci}_{2}}{1-\text{Y}^{\prime} \text{Ci}}\right)^{T} \left(\frac{\text{Ci}_{2} \text{Y}}{1-\text{Y}^{\prime} \text{Ci}}\right)^{T} = d$$

والأخير هو تكامل كسري.

ملاحظة هامة: إن التبديلات القطعية ترد أي تكامل قطعي إلى تكامل صحيح أو كسري أو ثنائي حد تفاضلي لكن التبديلات العامة أحياناً نعطي





كسوراً من درجات عليا وذات تكاملات طويلة الحل لذلك ستعرض فيمــا يلــي تحويلات أخرى وفق حالات خاصة.

### ٢- التديلات القطعية الخاصة:

أ- إذا كان لدينا ح (-جا (قطع)س، جتما (قطع)س)= -ح (جا (قطع)س، جتا (قطم)س)

عندئذ نفرض جتا(قطع)س= ت ونجري تكاملاً كسرياً في غالب الأمر.

مثال: احسب كلاً من التكاملات التالية:

١- ص= إجا ١ قطع)س. جنا ١ قطع)س.دس

دس= آ جتا الفطع)س دس جا الفطع)س دس

٣- ص= إجا( قطع)س. جنا ال قطع)س دس + المجاار قطع)س دس

# الحل:

من أجل ۱ – نجد أن التكامل ص= إجا  $( قطم)^m$ . جنا  $( قطم)^m$ . دس محق ق أن  $( - + )^n$  وقطم  $( - + )^n$ 

عندند سوف نفرض  $v=\pi$  (قطع)س  $v=\pi$  د $v=\pi$  (قطع)س. دس  $v=\pi$   $v=\pi$  و نفرض  $v=\pi$ 

وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:



الفعال الفاس المعالم

 $\Rightarrow +\frac{{^{r}}\omega_{0}}{r}+\frac{{^{c}}\omega_{0}}{\circ}=\Rightarrow +\frac{{^{r}}\omega_{1}}{r}+\frac{{^{c}}\omega_{1}}{\circ}=0$ 

من أجل ٢- نجد أن التكامل إجنا و قطع) س. دس محقق أن ح (-

دت لذلك سوف نفرض أن ت= جتا (قطع)س ⇒دس=جا(قطع)س،

 $\omega = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{c} \dot{x}}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{c} \dot{x}}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^3 \cdot \dot{x}^4}{c^4 \cdot \dot{x}^4} = \int \frac{\dot{x}^4 \cdot \dot{x}^4}{$ 

جا(قطع)س، جتا(قطع)س)= - ح (جا(قطع)س، جتا(قطع)س)

من أجل ٣- نجد أن التكامل  $\frac{+( \, \mathrm{ads})^m. \, + \mathrm{i}^{-1}( \, \mathrm{ads})^m. \, + \mathrm{or}}{( \, \mathrm{cm} \, \mathrm{span})^m. \, \mathrm{cm}}$ 

(-+|(ada)m| - -(+|(ada)m| - -(+|(ada)m| + -(+|(ada)m| +

وسنفرض الأن أن جتــا(قطـع)س= ت ⇒دس=جا(قطع)س ويتعــويض مــا حصلنا عليه فى التكامل نجد أن:

 $\omega = \int \frac{\dot{C}^{T}}{(1-c)^{T}} \cdot c \omega e^{-\frac{1}{2}} dz$ 

ب- إذا كان لدينا ح(جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= -ح(جا(قطع)س، جتا(قطع)س)

في هذه الحالة سنفرض أن جا(قطع)m=ت  $\Rightarrow$ د $m=\frac{cr}{\pi r l} ( قطع)_m$  ونكما التكامل.



الفعل الغاس

مثال: احسب كلاً من التكاملات التالية:

۱ - ص= آجتا ۱ فطع)س جا ۱ فطع)س دس

 $- Y = \frac{ + \pi J^{7} (\bar{b} + 3)^{m}}{ + J^{7} (\bar{b} + 3)^{m} + 7}$ .دس

٣- ص= ما جتا ( قطع)س.دس

:,날

مـن أجـل ١- نجـد أن ص= إجنا ( قطع)س.جا ( قطع)س.دس يحقـق أن \$\tau (+جا ( قطع ) س، -جنا ( قطع ) س) = - \tau ( جا ( قطع ) س، جنا ( قطع ) س)

> دت لذلك سنفرض أن جا(قطع)س= ت ⇒دس= حتا( قطع)س

> > وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:

ص= (ت ۲-۱′، ت۲۰ دت= ات ۲-۲۳ + ت۲۰ دت

 $\frac{1}{r} - \frac{1}{r} - \frac{1}{r} + \frac{1}{r} + \frac{1}{r} + \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} - \frac{1}{r} + \frac{1}{r} - \frac{1}{r} = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = \frac{1}{r} = \frac{1}{r} + \frac{1}{r} = \frac{1}$ 

ن أجل ٢- نجد أن التكامل ص= إ جنا (قطع)س.دس يحقق أن ح (جا (قطع)س، - - حراجا (قطع)س، جنا (قطع)س) لذلك سنفرض أن الدين المدت دت دين المدت دين المدت المدت

جا(قطع)س= ت ⇒ دت= جتا(قطع)س. دس ⇒دس= جنا(قطع)س جنا(قطع)س





وبتعويض ما حصلنا عليه في التكامل:

ص= ∫ جَنَا `( فَطع)س.دت= ∫ (ت ۲-۱) . دت= ∫ت ۲-۳ ت +۳ ت ۲-۱.دت - - - - - - - - ت + ت ۲- ت + جـ

= <u>جا( قطع)س ۲ - ۳ ج</u>ا ۵ قطع)س +جا ۱ قطع)س -جا ( قطع)س +ج =

من أجل ٣- نجد أن التكامل ص= إجنا ( قطع)س. دس يحقق العلاقة ح (جا (قطع)س، -جنا (قطع)س) = حج (جا (قطع)س، جنا (قطع)س)

لذلك سنفرض أن جـا(قطـع)س= ت  $\Longrightarrow$  دت = دن = دن = حتا(قطـع)س. دس = دن = حتا(قطم)س

 $0=\int \frac{1+1}{1-1} \frac{1+1}{(1+1)^{1/2}} + \frac{1+1}{(1+1)^{1/2}} + \frac{1+1}{(1+1)^{1/2}} = 1$  دت والأخير هـو تكامـل

کسري.

جــ إذا كان لدينا ح (-جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= ح (جـا(قطع)س، جتا(قطع)س)

عندئذ سوف نفرض أن ظا(قطع)m=2  $\Rightarrow cm=\frac{c^2}{1-1}$  ويرد بذلك التكامل إلى تكامل كسري.

أمثلة: احسب كلاً من التكاملات التالية:

دس دس المعالم على المعالم ال



الفعال الغامس

$$\frac{cw}{1+c(\delta d_3)w}$$
. دس =  $\int \frac{+(\delta d_3)w}{1+c(\delta d_3)w}$ . دس  $\delta - \omega = \int \frac{cw}{1+c(\delta d_3)w}$ 

الحل: من أجل ١- نجد أن التكامل ص= $\frac{1}{x^{-1}} \frac{1}{(1 - 1)} . دس محققاً للخاصية$ 

لذلك سوف نفرض تغييراً في المتحول بالشكل

ظا(قطع)س= ت ⇒دس= ت الم

وبملاحظة أن التكامل يمكن أن يكتب بالشكل:

س=  $\int r^{-1} (ads)^{-1} .$  حتا  $r(ads)^{-1} .$  حتا  $r(ads)^{-1} .$  دس r=1 فطع) من المنافق عند من المنافق عند ا

$$=\int^{\frac{\tau}{2}} \frac{1}{\tau(1-\tau)} \left\{ \frac{2\tau}{1-\tau} \cdot \frac{1}{1-\tau} \cdot \frac{1}{\tau} \right\} = \int^{\frac{\tau}{2}} \frac{1}{\tau(1-\tau)} \cdot \frac{1}{\tau} \cdot \frac{1}{\tau} \cdot \frac{1}{\tau} = \int^{\frac{\tau}{2}} \frac{1}{\tau(1-\tau)} \cdot \frac{1$$

من أجل  $3 - نجد أن <math>\frac{-1}{4} (\frac{1}{16} \frac{1}{16} \frac{1}{16$ 

ے (جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= -ح (جا(قطع)س، جتا(قطع)س)

لـذلك سـنفرض أن جـا(قطـع)س=ت حــ دت= جتـا(قطـع)س. دس

وبالتالي يصبح لدينا:

$$-1 + \frac{1}{1 - \frac{1}{$$





جـ- إذا كان لـدينا ح (-جـا (قطع)س، -جتـا (قطع)س)= ح (جـا (قطع)س، جتا(قطع)س)

عندئذ سنفرض إما ظا(قطع)س= ت أو ظتا(قطع)س= ت وبعد ذلـك يـرد التكامل إلى تكامل كسرى في غلب الأمر.

#### أمثلة:

دس = 
$$\int \frac{-1}{\pi^{2}} (\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}} . cm$$
 -  $\int -\infty = \int \frac{-1}{\pi^{2}} (\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}} . cm$  -  $\int -\infty = \int \frac{\ln (\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}}} . cm$  -  $\int -\infty = \int \frac{\ln (\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}}} . cm$  -  $\int -\infty = \int \frac{\ln (\frac{\delta d_{3})^{n}}{(\frac{\delta d_{3})^{n}}} . cm$ 

### : 141

الآن من أجل ١- نلاحظ أن التكامل  $ص= \int \frac{جا ''(ada) m}{c \pi i l} . د س$ عِقق ح (-جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= ح (جا(قطع)س، جتا(قطع)س) وبالتالي فإننا سوف نفرض أن ظا(قطع)س= ت  $\Rightarrow$ دس= $\frac{c^2}{ = 1^{7} ( \frac{1}{8} d + a) س}$ الآن بالتعويض في التكامل نجد أن:

ص= آجتا " (قطع)س. جتا (قطع)س.دت= آ (ظا " (قطع)س). جتا ' (قطع)س.دس  $= \int_{-\tau}^{\tau} \left( \frac{1}{\tau} \right)^{\tau} c \tau = \int_{-\tau}^{\tau}$ 

الآن من ٢- نجد أن التكامل ص=إظا (قطع)س.دس يحقق الخاصية

ح (-جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= -ح (جا(قطع)س، جتا(قطع)س)





عندئذ سوف نفرض ت= ظا(قطع)س  $\Rightarrow$ دس=

ونعوض ما حصلنا عليه في التكامل نجد أن:

من أجل ٣- نجد أن التكامل  $\omega = \int \frac{-l(\, \bar{a} d a J) \omega , d l(\, \bar{a} d a J) \omega}{l + \bar{c}^{\dagger}(\, \bar{a} d a J) \omega} . c \omega$  يحقق أن:

لذلك سوف نفرض أن ظـا(قطـع)س= ت  $\Rightarrow v = \frac{v^2}{2^{N-1}}$  وبملاحظـة أن جا  $\sqrt{(قطع)} = \frac{v^2}{2^{N-1}}$ 

وبكتابة التكامل بالشكل

$$-\omega = \int \frac{\mathrm{d} l \left( \tilde{\mathbf{a}} d \mathbf{a} \right)^{\nu} \left( \tilde{\mathbf{a}} l \right)^{\nu} \left($$

وبتعویض ما حصلنا علیه فی التکامل نجد أن: ص $\int \frac{D(D'-1)}{(D'-1)^{\top}(D'-1)} \frac{cD}{(D'-1)^{\top}(D'-1)}$  وبتعویض ما حصلنا علیه فی التکامل نجد أن: ص

من أجل ٤- نجد أن التكامل ص=١١ فطم)س محققاً للعلاقة





ح (-جا(قطع)س، -جتا(قطع)س)= ح (جا(قطع)س، جتا(قطع)س)

لذلك سوف نفرض أن ظا(قطع)س= ت  $\Rightarrow cm = \frac{c\bar{v}}{\bar{v}^{2}-1}$ 

وبملاحظة أن جاء (قطع) $m = \frac{c^2}{1-1-1}$ نجد أن:

$$- = \int \frac{1}{1 - \frac{v^{-1}}{v^{-1}}} \frac{1}{v^{-1} - \frac{v^{-1}}{v^{-1}}} = \frac{1}{1 - \frac{v^{-1}}{v^{-1}}} \cdot v^{-1} = \frac{1}{1 - \frac{v^{-1}}{v^{-1$$

ملاحظة هامة: إذا لم يحقق التكامل القطعي إحدى حالات التحويل الخاص فإننا سوف نستخدم مباشرة التحويلات العامة القطعية أو تحويل يخص التكامل نفسه وفرض التبديل كما قلنا سابقاً يلزم ك بعد التوفيق من الله تعالى خبرة وممارسة.

حالة خاصة ومهمة في التكاملات ص= إجا ( قطع)س. جنا ( قطع)س.دس في الواقع من أجل هـذه التكاملات سنفرض أن جنا(قطع)س= ت = دت= جا(قطع)س. دس وبالتالي يصبح شكل التكامل:

ص= jظا $^{-1}$ س.  $ت^{1}$  .  $c^{-1}= j$ ( $c^{-1}= 1$ )  $^{-1}$  .  $c^{-1}$  وهو تكامل ثنائي حد تفاضلي. يكون موجوداً ضمن حالات ثلاث:

١ - ن - ١ ∈ ص أي أن ن ∈ ص





وفي غير هذه الحالات لا يمكن حساب هذا التكامل حسب تشيبتشيف.

مثال: احسب التكامل إجتا ' ( قطع)سجا ' ( قطع)س.دس

بالاحظة أن  $\frac{1}{2}$ ، م $=\frac{1}{2}$  عندئذ نلاحظ أن:

$$\frac{7}{4} = \frac{7}{4} = \frac{7}{4} \notin \infty$$

$$\frac{1}{1}$$
 = 1 -  $\frac{1+\rho}{1}$  +  $\frac{1+\rho}{1}$  =  $\frac{-\gamma}{1}$ 

وبالتالي فإن حساب هذا التكامل غير ممكن حسب تشيبتشيف.

تبديلات للتوابع القطعية ناتجة من التعريف

في الواقع إذا تذكرنا أن:

عندئذ إذا فرضنا هـ $^{n}=$  = = + + + = + وبتعويض هذا التحويل في عبارة التكامل نجـد أن التكامـل سـيرد إلى تكامـل كـسري أو صـحيح أو ثنـائي حـد تفاضلي.

مشال: ص= اظتا( قطع)س.دس في الواقع نلاحظ أن ص=  $\int \frac{e^{-e^{-w}}}{Y}$ .دس وبإجراء التحويل هـ  $v = v \Rightarrow v = \frac{v}{2}$ 





وبتعويضه في التكامل:

$$\omega = \int \frac{\dot{D} + (1/\dot{D})}{\dot{D} - (1/\dot{D})} \cdot \frac{c\dot{D}}{\dot{D}} = \int \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}}{\dot{D}} = \int \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}}{\dot{D}} = \int \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}}{\dot{D}} = \int \frac{\dot{D}}{\dot{D}} \cdot \frac{\dot{D}$$

والآن وكما ناقشنا في التكاملات المثلثية حالـة وجـود أمثـال مختلفـة لــ س داخــل التــابع ســنناقش الآن حالـة وجــود أمثــال مختلفــة لـــ س في التكامــل [ح(جا قطع)س، جتار قطع)س).دس

وفي هذه الحالة سوف نناقش هذه الحالة وفق خطوات كالتالى:

 ١ ولأ سنسعى إلى توحيد هذا الأمثال باستخدام قوانين الجداء المذكورة في الصفحة.

٢- نحاول إيجاد التكامل وفق ما تعلمنا.

مثال:

ا ججا ( قطع) با جا ( عص = 
$$\frac{1+ + 1}{r}$$
 د س جا ( قطع) م

### الحل:

١- سنضع نصب أعيننا العلاقة:





جا ( قطع)٨س.جا ( قطع)٧س= إلى جتا ( قطع)٥س - جتا ( قطع)٥١س] وبالتالي:

$$-\frac{1}{\gamma}\left[\begin{array}{cc} -\frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{$$

٢- يكن أن يكتب بالشكل:

٣- يمكن كتابته بالشكل:

$$-\infty_{\gamma} = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \int_{\gamma} \int_{\gamma} \int_{\gamma} \left( \frac{\partial u}{\partial x} \right) V(x) dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} \int_{\gamma} \frac{\partial u}{\partial x} dx = \frac{1}{\gamma} \int_{\gamma} \frac$$

3 - 6 وبملاحظة أن جا (قطع)m=7جا (قطع) بن جتا (قطع) من جا (قطع)

$$\omega_{i} = \int \frac{1 + r \cdot \left( \frac{\delta da}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma}}}{1 + r \cdot \left( \frac{\delta da}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma}}} \cdot \frac{r}{r} \cdot \left( \frac{\delta da}{\delta da} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \cdot \omega$$

سنفرض الآن أن  $\overline{v} = \frac{w}{v}$  حس = 1دت

دت 
$$++|(\frac{1}{2} + \frac{1}{2})|$$
 دت  $++|(\frac{1}{2} + \frac{1}{2})|$  دت  $++|(\frac{1}{2} + \frac{1}{2})|$ 

وهو تكامل قطعي يحقق الخاصية.





### تمارين على التكاملات القطعية:

اكتب التحويلات المناسب لكلاً من التكاملات القطعية التالية وإلى ماذا ستؤول مع التعليل؟

 $|-\infty| = \frac{2m}{1+\pi i (\frac{1}{2} - \frac{1}{2})}$  نلاحظ أنه لا يحقق أياً من حالات التحويل الخاص وبالتالي سيكون من الأيسر إجراء التحويل القطعي العام له وبذلك سيرد إلى تكامل كسري.

 $Y - \omega_{\gamma} = \int_{\frac{1}{2}}^{2} \frac{e^{\omega}}{e^{\omega}} \frac{e^{\omega}}{e^{\omega}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac$ 

 $-\infty$  =  $\int \frac{\omega_0}{\sqrt{n}}$  إن هذا التكامل تنطب ق عليه حالة  $-\infty$  إن هذا التكامل تنطب ق عليه حالة  $-\infty$  م  $-\infty$  أجان (قطع)  $-\infty$  م  $-\infty$  م و بلك إذا لاحظنا أن  $\omega = \frac{1}{\gamma}$  م  $-\infty$  وأيضاً لدينا:

$$\gamma = \frac{1}{7} + 1 - 1 = \frac{1}{7} - 1 = 0$$

وهي حالة تشيبتشيف الثالثة وسنفرض تحويلاً من الشكل جــا(قطـع)س=





وسيقلب التكامل إلى ص $= \int_{(2^{-1})^{+}/\gamma}^{2^{-1}} e^{\alpha} e^{-1}$  وهو تكامل ثنائي الحد التفاضلي.

٤- ص = [جا( قطع)س. جتا ۲/۲ ( قطع)س.دس

نلاحظ أن هذا التكامل يحقق ح (-جا (قطع)س، جتا (قطع)س)= -ح (جا (قطع)س، جتا (قطع)س) وبالتالي سيكون التحويل جتا (قطع)س= ت مناسباً.

٦- ص, = إجا( قطع)س. جتا( قطع)س. دس

على هذا التكامل إذا لاحظنا أن:

جا (قطع)س. جنا (قطع) $m = \frac{+1}{7} \frac{6 + 3}{7} \frac{m}{2}$  عندها سیصبح تکاملاً بسیطاً أو  $\pi$  کلاحظة أن  $\pi$  (جا (قطع) س، -جتا (قطع) س) =  $\pi$  (جا (قطع) س) جنا (قطع) س)

وافتراض ظا(قطع)س= ت ويصبح التكامل كسرياً.

أو افتراض جا(قطع)س= ت ويصبح تكاملاً صحيحاً.

سنتعرض أخيراً إلى تكاملات قطعية من الشكل:

 $3=[c_{0}(m), +( قطع) | س.دس ، ص=[c_{0}(m), +( قطع) | س.دس$ 





الآن بالنسبة لـ ص يبرهن على أن:

و كن-١(س) حدودية أخرى من الدرجة (ن-١) ويأمثال غير معينة.

ولتعيين هذه الأمثال سوف نشتق الطرفين ونجرى مطابقة.

مثال:  $\omega = \int (\omega + 1)$ . جا (قطع) ۲س. دس

سنكتب أولاً أن:

 $\omega = \int (\omega + 1)$ . جا (قطع)  $\Delta = (\omega + 1)$ . جتا (قطع)  $\Delta = (\Delta + 1)$  وباشتقاق الطرفين نجد أن:

(س+۱) . جا(قطع)۲س= (۲ (س+۲ب) . جا(قطع)۲س + ( (+۲ج) . جتا(قطع)۲س.

والمطابقة نجد أن:

 $\frac{1}{2} \Rightarrow \frac{1}{2} \Rightarrow \frac{1}$ 

وبالتالي:

 $\int_{Y} (w+1) \cdot e^{-\frac{1}{2}} \int_{Y} (w+1) \cdot e^{-\frac{1}{2}} \int_{X} (w+1) \cdot e^{-\frac{1}{2}} \cdot e^{-\frac$ 

أما بالنسبة للتكامل ع فيبرهن على أن:

إلى (س). جتا( قطع) إس.دس=ك و (س).جا (قطع) إس+ك و (س). جتا (قطع) إس
وبالتالي إذا أجرينا اشتقاقاً للطرفين ومن شم مطابقة نحصل على أمشال
ك و(س)، ك و (س) و بذلك ننهى حساب التكامل.





مثال: ص= [(س + ٢). جتا ( قطع)س.دس

نلاحظ أن:

[(س '+ ۲). جنا (قطع) س دس=((س ' +بس+ج) جا (قطع) س+(دس+و) جنا (قطع) س الآن باشتقاق الطرفين ومن ثم الإصلاح نجد أن:

وبالمطابقة نحصل على:

$$A = I$$
 ،  $v = v$  ،  $c = \frac{\gamma}{r}$  ،  $c = \frac{V}{r}$  ،  $e = v$ 

 $[(w^{7}+1), \mp i($ قطع)س.  $(w^{7}+\frac{7}{7})$  جا (قطع $)w+(\frac{1}{7}w)$ . جنا (قطع)w و ( کو ن بذلك قد أجرينا التكامل.

### التكاملات الأسية:

نسمى التكامل تكاملاً أسياً إذا كان من الشكل إق(ه").دس

إن هذه التكاملات ترد إلى تكاملات كسرية أو صحيحة أو تكاملاً لثنائي الحد التفاضلي إذا أجرينا تغييراً للتحول من الشكل هـ س= ت صدس = ت ت عدس = ت

مثال: احسب كلاً من التكاملات الأسية التالية:

$$1-\omega_{r}=\int_{\frac{A}{1+A}}^{A}c\omega \qquad \qquad 1-\omega_{r}=\int_{\frac{A}{1+A}}^{A}c\omega$$



$$\gamma = \frac{1}{4} \frac{A^{2} \cdot A^{2} \cdot u}{(+A^{2} \cdot u)^{2}} \cdot L \cdot u$$

$$\gamma = \frac{1}{4} \frac{A^{2} \cdot u}{(+A^{2} \cdot u)^{2}} \cdot L \cdot u$$

$$\gamma = \frac{1}{4} \frac{A^{2} \cdot u}{(+A^{2} \cdot u)^{2}} \cdot L \cdot u$$

$$\gamma = \frac{1}{4} \frac{A^{2} \cdot u}{(+A^{2} \cdot u)^{2}} \cdot L \cdot u$$

:,141

ا- سنفرض هـ $^{\omega}=$  ت  $\Rightarrow$ د $^{\omega}=$  ليصبح التكامل

$$\frac{\dot{\mathbf{r}} \cdot \dot{\mathbf{r}}}{\omega_{1}} = \frac{\dot{\mathbf{r}} \cdot \dot{\mathbf{r}}}{1 + \dot{\mathbf{r}}} = \frac{\dot{\mathbf{r}} \cdot \dot{\mathbf{r}}}{1 + \dot{\mathbf{r}}}$$

والتكامل الأخير يحل بسهولة بالشكل:

$$\frac{c}{\omega}$$
 می =  $\int \frac{1+\tilde{\omega}-1}{1+\tilde{\omega}}$  د  $\tilde{\omega}$  =  $\int c\tilde{\omega} - \frac{1}{\tilde{\omega}+1}$ 

- سنلاحظ هنا أن التبديل هـ- = - سيكون أنسب من هـ- -

وعندها يصبح هـ "=ت والتكامل يتحول إلى:

"- سنفرض هـ"= ت  $\Rightarrow$ د= الأمر الذي يجعل التكامل بالشكل:





$$\omega_{i} = \int \frac{1+\dot{\omega}^{2}}{(1+\dot{\omega})^{2}} \cdot 3 \frac{c\dot{\omega}}{\dot{\omega}} = 3. \int \frac{1+\dot{\omega}^{2}}{\dot{\omega}(1+\dot{\omega})^{2}} \cdot c\dot{\omega}$$
 وهو تكامل كسري.

٥- سنفرض أن  $= a^{-\nu} - 1 \Rightarrow e^{-\nu} = \frac{-v^{-\nu}}{2}$  وبالتالي:

$$\frac{1}{2}$$
  $\frac{1}{2}$   $\frac{1$ 

$$-1$$
 سنفرض هنا أن هـ  $-1$   $-1$   $-1$   $-1$  ويـ صبح التكامـ  $-1$   $-1$   $-1$  دت  $-1$   $-1$   $-1$  دت

والتكامل يصبح تكاملاً لتابعاً أصم سنفرض أن  $\tau' = \frac{r}{n-1}$ ويـؤول بعـدها التكامل إلى تكامل كسرى.

### تكاملات صماء خاصة وتوظيف التبديلات المثلثية والقطعية:

لدينا ثلاثة أشكال هامة في هذه الحالة:

سنفرض من أجل هذا الشكل بتـديلين للمتحـول أحـدهما مثلثـي والآخـر نطعى.

أ- التبديل المثلثي: سنفرض أن س= إجتات أو س= إجات

عندها سيصبح من أجل س= (جتات => دس= - (جات دت

ويصبح الجذر بالشكل الم١٠-١ جنات= إ. جات

ويصبح بالتالي ص تكاملاً مثلثياً.

ب- التبديل القطعى: سنفرض أن س= ١. ظاس





لأنه عندها دس= ما المسكل المسكل

١٩٢٠ - ( قطع) ت = ١١ - ظا ١ ( قطع) ت = جدا ( قطع) س

ويرد بذلك التكامل إلى تكامل قطعي.

أ- التبديل المثلثي: س= ﴿ ظات عدس= جِتا ۖ دت

ويصبح شكل الجذر:

ويصبح التكامل ص تكاملاً مثلثياً ومثله س= ﴿ظات

ب- التبديل القطعي: س= قــوس جنــا(قطـع) ت ⇒ دس= ٩.

جا(قطع)ت. دت

ويصبح شكل الجذر  $\sqrt{4^{7}+4^{7}}=\sqrt{4^{7}+4^{7}}$  جنا  $\sqrt{2}$  قطع)ت= إجا ( قطع)ت

ويصبح ص تكاملاً قطعياً.

-7 الشكل الثالث:  $2 = [5(\sqrt{-1})]$ .دس

أ- التبديل المثلثي:

يصبح تكاملاً مثلثياً.

الفسل الشامس

ب- التبديل القطعى:

س= ﴿ جنا(قطع)ت ⇒ دس= ﴿ جا(قطع)ت ويصبح شكل الجذر ﴿ اس ۖ - ﴿ ۚ ﴿ أَ حَنَا ۚ ﴿ قَطْعَ)تَ - ﴿ ۚ = ﴿ جَا ﴿ قَطْعَ)تَ وبالتالي يصبح كُ تكاملاً قطعياً.

مثال: ١- ص،=الما-س، دس

٣- س = المستحد

الحل:

١- من أجل ص، سنفرض أن س= ٢ جتات => -٢ جات. دت وبالتالي:

ص = [ المعادة جتا ] - حجات دت = - ع [جا ت دت

$$=-3.\int \frac{r-r^{2}}{r} \cdot \frac{r}{r} \cdot \frac{$$

وبطريقة أخرى يمكن فرض س= ٢. ظا(قطع)س دس= جنا ١ قطع)ت.دت

ويصبح بالتالي:

هو تکامل قطعی ینطبق علیه حالة ح(جـا(قطـع)ت، -جتــا(قطـع)ت)= -ح(جا(قطع)ت، جتا(قطع)ت)

وبالتالي سنفرض أن جا(قطع)ت= ד 🏎 دד = جتا(قطع)ت. دت





$$-\infty$$
 والأخير تكامل كسري.

 $Y - \frac{1}{2} -$ 

سنفرض هناك جتات= ٢ = حات. دت

$$-\frac{1}{r\tau} = -\frac{1}{r\tau} = -\frac{1$$

وبطريقة أخرى سنفرض أن:

ص, = إجا( قطع)ت. جتا( قطع)ت. جتا( قطع)ت.دت

ويصبح 
$$\omega_{\tau} = \int_{0}^{\tau} t^{\tau} = \tau^{3} + \epsilon$$

$$-7$$
 من أجل التكامل  $-7$  التكامل من اجل

$$w$$
 سنفرض أن  $w = \frac{1}{\sqrt{12}} \Rightarrow cw = \frac{1}{\sqrt{12}}$ دت

ويصبح لدينا 
$$o_{r} = \frac{1}{1 - \frac{1}{1 - \frac{1}{1 - 1}}}$$
.دت

$$= \int \frac{\dot{\pi} \, \mathrm{d} \dot{\nu}}{\dot{\pi} \, \mathrm{d} \dot{\nu}} \cdot \frac{\dot{\pi} \, \mathrm{d} \dot{\nu}}{\dot{\pi} \, \mathrm{d} \dot{\nu}} \cdot c \, \dot{\nu} = \int \frac{c \, \dot{\nu}}{\dot{\pi} \, \mathrm{d} \dot{\nu}} \cdot \frac{\dot{\mu} \, \mathrm{d} \, \mathrm{$$





وبطريقة أخرى سنفرض أن س= جنا(قطع)ت ⇒ دس= جا(قطع)ت. .

عندئذ يصبح لدينا ص $= \int \frac{جا( \, \bar{a} \, d \, a \, d \, r)^{-}, \, c^{-}}{= \int c^{-} = c^{-} + c^{-}}$ 

أخيراً سنورد التعميم التالي:

يمكن في الواقع رد أي تكامل من الشكل أق الس بيس السكل العالم وذلك

المربع داخل الجذر بالشكل س +ي س +  $\frac{v_{\varphi}}{2}$  + ل الجذر بالشكل المربع داخل الجذر بالشكل المربع داخل

 $\left(\frac{{}^{\mathsf{Y}}\mathcal{G}}{\mathfrak{t}}-\mathsf{J}\right)+{}^{\mathsf{Y}}\left(\frac{\mathcal{G}}{\mathsf{Y}}+\mathsf{J}^{\mathsf{U}}\right)=$ 

فإذا أجرينا تغييراً للمتحول ت=س+ ع حدت دس

سبرد عندها هذا التكامل إلى أحد الشكلين:

إما إق (الت - (٢) دت



# تمارين عامة التكامل غبر الحدد

# السؤال الأول:

أوجد التابع الأصلي لكلاً من التوابع التالية:

$$(-)$$
 قوس خاله  $= \frac{1}{\sqrt{1-v^2}}$   $= \sqrt{1-v^2}$   $= \sqrt{1-v^2}$ 

$$\gamma = 0$$
  $(\omega) = \omega^{\gamma}$ .  $(\omega_{\perp} \omega^{\gamma}) = 0$   $(\omega) = \omega$ .  $(\omega) = \omega$ .  $(\omega) = \omega$ .

$$0 - \tilde{\mathfrak{g}}(m) = m$$
.  $+ m^{\gamma} + m^{\gamma$ 

السؤال الثاني: أوجد التكاملات الكسرية:

السؤال الثالث: أوجد كلاً من التوابع الصماء التالية:

$$-1 = \frac{\sqrt{\sqrt{(o+\omega Y)} + \sqrt{r}(o+\omega Y)}}{\sqrt{r}\sqrt{r}\sqrt{(o+\omega Y)}} \left\{ -1 - \sqrt{\frac{o+1+\omega V}{r}\sqrt{r}\sqrt{(o+\omega Y)}}, L\omega \right\}$$

$$\frac{w^{1/2},cw}{1-\sqrt{w^{1/2}+w^{1/2}}} = 1 - \sqrt{\frac{(\gamma w - 1)cw}{\sqrt{w^{1/2}+w^{1/2}}}} = 0$$

### السؤال الرابع:

عين كلاً من تكاملات ثنائي الحد التفاضلي التكاملات القابلة للمكاملة ثـم أوجد تابعها الأصلى؟

$$-\Psi = \int_{\mathbb{R}^{n}} \int_{\mathbb{R}^{n}$$

دس 
$$^{7/1}(^{7/1}(+w^{7/1})^{1/7}) - [-1] - [w^{7/1}(+w^{7/1})^{1/7}] - 0$$

السؤال الخامس: عين فيما يلي إذا كانت التكاملات المثلثية قابلة للمكاملة وأوجد تابعها الأصلى؟





### السؤال السادس: أوجد التكاملات المثلثية التالية:

$$\begin{aligned} & 1 - \int \frac{c\,\omega}{+l\omega + \, \pi \, l\omega} & \qquad & \gamma - \int \frac{c\,\omega}{+l^{\gamma}\omega + \gamma - \, \pi \, l\omega} \\ & \gamma - \int \frac{c\,\omega}{+l(\omega + \circ)} & \qquad & \beta - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l^{\gamma}\omega} \cdot c\,\omega \\ & 0 - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\gamma\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega & \qquad & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega} \cdot c\,\omega \\ & \gamma - \int \frac{-l\gamma\omega}{+l\omega}$$

# السؤال السابع: أوجد التكاملات القطعية التالية:

۱۱ – [جا۲/۲س. جناس.دس

$$\frac{cw}{1+\rho(\frac{bds}{ads})w+o} - 1 = \int \frac{cw}{1+\rho(\frac{bds}{ads})w+o} - 1$$

$$- \int \frac{e^{j}(\frac{bds}{ads})w}{1+\rho(\frac{bds}{ads})w} = 3 - \int e^{j}(\frac{bds}{ads})w.cw$$

$$- \int e^{j}(\frac{bds}{ads})w.cw$$

$$- \int e^{j}(\frac{bds}{ads})w.cw$$





 $V = \int \frac{r \bar{r} J(\bar{b} d a) \omega - r J(\bar{b} d a) \omega}{r J(\bar{b} d a) \omega} c \omega$ 

جا ( قطع)س جا ( قطع)س جا ( قطع)س

س.دس.  $\frac{+ ا( قطع) س - }{- [ قطع) س + 1}$  س.دس

### السؤال الثامن:

أوجد عن طريق التبديلات المثلثية أو القطعية المناسبة في التكامل التالي:

Jw 1√m 1+1cm

# السؤال التاسع: اقترح طريقة لحل التكاملات التالية:

۱ - إس. قوس ظاس دس ٢ - ( قوس جاس) ن دس

۳- [ه نوس<sup>جاس</sup>.دس

3- ألو (س + ۱).دس

 $0 - \int_{\frac{1}{1+w}}^{\frac{1}{w}} \frac{e^{-i\omega dh_{v_{i}}}}{1+w} \cdot cw$ 

٦- إس٢. قوسجاس.دس

۷− [س<sup>۲</sup>.ه<sup>س</sup>.دس

۸- <u>ا س+۱</u> دس

9 – إقوسظا(ه<sup>س</sup>).دس

۱۰ [ه<sup>ست</sup>.س۲.دس

# الرياضيات



كَالْمُصَيْفًا } لِلظِّلِبَاءَ ثُمَّ لِلنَّشِولَةَ فَاتَّكُ

الملكة الأردنية الهاشمية - عـــــًان - شـــارع اللك حسين مجمع الفحــــيص التجـــاري - هــاتـــف، 1169 66 66 99+ تلفاكس، 920762 46 66 66 40 بب 920762 عمَّان 11192 الأردن E-mail: safa@darsafa.net www.darsafa.net

